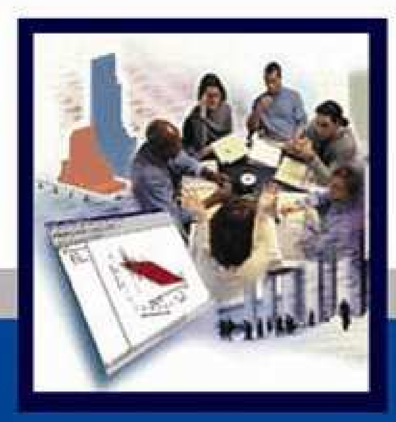
التحليل الإحصائى للمتغيرات المتعددة

باستخدام برنامج SPSS



إعداد
أسامة ربيع أمين
قسم الإحصاء والرياضة
كلية التجارة - جامعة المنوفية

التحليل الإحصائى للمتغيرات المتعددة باستخدام برنامج SPSS أسامة ربيع أمين

دكتور أسامة ربيع أمين قسم الإحصاء والرياضيات والتأمين جامعة المنوفية 00201097874442

المقدمة

الحمد لله رب العالمين الذي وفقنا إلى انجاز هذا الكتاب والذي يعد استكمالا للكتاب الأول الذي أصدرناه في بداية العام السابق، وقد لاقي قبولا واسعا بفضل من الله من الباحثين في مختلف مجالات البحث العلمي،والذي تناول المهارات الأساسية والمتقدمة لبرنامج SPSS ،مقاييس الإحصاء الوصفي، التمثيل البياني، شروط الاختبار المعلمي، الاختبارات المعلمية، ثم الاختبارات اللامعلمية.

والكتاب الحالي وهو بعنوان " التحليل الإحصائي للمتغيرات المتعددة باستخدام SPSS"، يغطي الموضوعات التالية:

- تحليل التباين ANOVA
- تحليل التباين المتعدد MANOVA
- تحليل التغاير المشترك ANCOVA
- تحليل التغاير المشترك المتعدد MANCOVA
- تحليل الارتباط (البسيط – الجزئي) Correlation Analysis
- تحليل الانحدار (البسيط – المتعدد) Regression Analysis
- التحليل العاملي Factor Analysis

قد راعينا في هذا الكتاب السهولة والبساطة حتى يستطيع القارئ غير المتخصص في علم الإحصاء الإلمام بمفهوم وشروط وطريقة تفسير النتائج في تحليل المتغيرات المتعددة بشكل واضح بعيد عن أي تعقيد زائد عن اللزوم، ويأمل المؤلف أن ينال هذا

الكتاب رضاء الطالب والباحث العربي وأن يكون خيرا عونا له في فهم هذه الموضوعات.

هنا، ومن الأهمية بمكان التأكيد على أمر هام وهو أن هذا الكتاب ليس مرجع إحصائي بل هو دليل يشرح طريقة تطبيق التحليلات الإحصائية للمتغيرات المتعددة وكيفية تفسير النتائج باستخدام برنامج **SPSS**.

وفي النهاية، وانه لمن دواعي سرورنا أن نتلقى منكم أي استفسار أو تعليق عن سهو أو خطأ تجدونه في هذا الكتاب، وذلك عن طريق الاتصال بالمؤلف إما هاتفيا (0020109787442) أو من خلال البريد الالكتروني (osama.rabie@yahoo.Com). والله الموفق.

المؤلف

أسامة ربيع أمين سليمان

القاهرة – يوليو 2008

المحتويات

الفصل السابع

الفصل الأول

مقدمة عن الفرق بين
(تحليل التباين – تحليل التغاير)

الفصل الأول

مقدمة عن الفرق بين
تحليل التباين وتحليل التغاير

أولا : تحليل التباين ANOVA

بصفة عامة، تحليل التباين يمثل علاقة خطية بين واحد أو أكثر من المتغيرات التابعة، و واحد أو أكثر من المتغيرات المستقلة. ويشترط أن تكون المتغيرات التابعة غير مترية، أما المتغيرات المستقلة فيمكن أن تكون مترية أو غير مترية أو الاثنين معا.

ملاحظات:

1. من أمثلة المتغير المتري: الطول – الوزن – الأرباح – درجات الحرارة..... الخ.
2. أما المتغير غير المتري: فقد يكون:

   أ. غير ترتيبي: مثل النوع (ذكر – أنثى)، الحالة الاجتماعية (أعزب – متزوج – أرمل – مطلق) .... الخ.

   ب. أو ترتيبي: مثل المستوي التعليمي (أمي – ثانوية عامة – جامعي – دراسات عليا)، المستوي الاقتصادي (دخل منخفض –دخل متوسط – دخل مرتفع) .... الخ.

أنواع تحليل التباين:

يتحدد نوع تحليل التباين حسب عدد كل مـن: المـتغيرات التابعـة والمـتغيرات المسـتقلة في النموذج، كما هو موضح بالشكل التالي:

بيان		عدد المتغيرات المستقلة		
		1	2	N متغير مستقل
عدد المتغيرات التابعة	1	One – way ANOVA تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد	Two – way ANOVA تحليل التباين الأحادي في اتجاهين	N – way ANOVA تحليل التباين الأحادي في (N) اتجاه
	أكثر من متغير تابع	One – way MAONVA تحليل التباين المتعدد في اتجاه واحد	Two – way MAONVA تحليل التباين المتعدد في اتجاهين	N – way MAONVA تحليل التباين المتعدد في (N) اتجاه

ثانيا : تحليل التغاير

يوجد نوعين مـن تحليـل التغـاير (والـذي يطلـق عليـه في بعـض الأحيـان تحليـل التبـاين المشترك):

1. تحليل التغاير الأحادي ANCOVA

تحليل التغاير الأحادي ANCOVA هو نفسه تحليل التباين الأحادي ANOVA [سواء في اتجاه واحد أو اثنين أو (ن) اتجاه]، ولكن مع اختلاف واحد وهو أنه في تحليل ANCOVA يتم استبعاد أثر متغير ما (أو أكثر) من المتغيرات ذات العلاقة مع المتغير التابع [1]. وذلك في حالة الاعتقاد بأن الاختلاف في المتغير التابع يتأثر بمتغير آخر من خارج النموذج بخلاف المتغيرات المستقلة، في هذه الحالة فإنه يتعين استبعاد أثر هذا المتغير.

مثال ذلك: عند دراسة الفروق المعنوية في مستوى الطلاب في مادة الرياضيات في الجامعات المختلفة، فإنه للوصول إلى حكم سليم حول مدى تأثير نوع الجامعة (المتغير المستقل) على الاختلاف في مستوى الطلاب (المتغير التابع) ، فلابد من استبعاد أثر مستوى ذكاء الطلاب (المتغير الحاكم).

وغني عن البيان انه: إذا لم يتم الأخذ في الاعتبار مستوى الذكاء بحيث يقتصر التحليل على دراسة معنوية الفروق بين مستوى الطلاب في الجامعات المختلفة مباشرة، في هذه الحالة نكون بصدد تحليل تباين ANOVA.

---

[1] يسمى المتغير الذي يستبعد تأثيره بالمتغير الحاكم Control Variable، وأحيانا يسمى بـ Covariates .

الخلاصة:
في تحليل التباين المشترك ANCOVA نكون بصدد متغير واحد تابع وواحد أو أكثر من المتغيرات المستقلة مع استبعاد أثر واحد (أو أكثر) من المتغيرات الحاكمة.

2. تحليل التغاير المتعدد MANCOVA

تحليل التغاير المتعدد MANCOVA هو نفسه تحليل التباين المتعدد MANOVA [سواء في اتجاه واحد أو اثنين أو (ن) اتجاه]، ولكن بعد استبعاد أثر متغير ما (أو أكثر) من المتغيرات ذات العلاقة مع المتغيرات التابعة (التي تسمي كما سبق وأن أشرنا بالمتغيرات الحاكمة Control Variable أو Covariates.

إذا:
في تحليل التغاير المتعدد MANCOVA نكون بصدد علاقة بين أكثر من متغير تابع وواحد أو أكثر من المتغيرات المستقلة مع استبعاد أثر واحد (أو أكثر) من المتغيرات الحاكمة.

الخلاصة
تحليل التباين أو التغاير إما أن يكون آحادي أو متعدد حسب عدد المتغيرات التابعة في النموذج. وذلك في اتجاه واحد أو اثنين أو N اتجاه حسب عدد المتغيرات المستقلة.

الفصل الثاني

تحليل التباين الأحادي
Analysis of Variance
(ANOVA)

الفصل الثاني

تحليل التباين الأحادي

Analysis of Variance

(ANOVA)

في هذا الفصل سوف نتناول ثلاثة أنواع من تحليل التباين الأحادي:

1. تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد One – Way ANOVA
2. تحليل التباين الأحادي في اتجاهين Two – Way ANOVA
3. تحليل التباين الأحادي في "ن" N – Way ANOVA

أولاً: تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد One – Way ANOVA

مقدمة:

في تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد: نكون بصدد متغير واحد تابع، ومتغير واحد مستقل.

مثال ذلك:

لو أننا نريد المقارنة بين أداء الطلاب في إحدى المواد الدراسية المقررة،في ثلاث جامعات (جامعة حكومية – جامعة وطنية خاصة – جامعة أجنبية)، أي أننا نريد الإجابة على السؤال التالي:

هل هناك اختلاف (أو فروق معنوية) بين مستوى الطلاب في هذه الجامعات أم لا ؟. وهذا السؤال – أيضا – يعني أننا نريد دراسة مدى معنوية تأثير نوع ملكية الجامعة (المتغير المستقل) على مستوى أداء الطلاب (المتغير التابع). في هذه الحالة نجري تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد.

مثال آخر:

إذا كنا نريد المقارنة بين متوسط الدخول لمجموعة من الأفراد حسب المستوى التعليمي لهم. أي أننا نريد الإجابة على السؤال التالي: هل هناك اختلاف في متوسط دخل الفرد وفقا لمستوي التعليم الذي حصل عليه ؟ .

وهذا السؤال يعني أننا نريد دراسة مدى معنوية تأثير المستوى التعليمي (المتغير المستقل) على مستوى الدخول (المتغير التابع). أيضا، في هذه الحالة نجري تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد.

مثال عملي:

إذا توافر لديك البيانات التالية الخاصة بدرجات مجموعة من الطلاب في مادة الحاسب الآلي في كل من جامعة المنصورة – جامعة الزقازيق – جامعة المنوفية:

المطلوب:

اختبار مدى وجود فروق معنوية في مستوى الطلاب في مادة الحاسب الآلي بين الجامعات الثلاثة أم لا ؟ وذلك عند درجة ثقة 95٪.

جامعة المنصورة	جامعة الزقازيق	جامعة المنوفية
6	14	15
12	15	17
4	10	15
7	12	10
5	6	14
6	10	6
4	13	13
16	18	14
7	*	10
*	*	15
*	*	2

صياغة الفروض الإحصائية في حالة تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد : (بـالتطبيق على المثال الحالي):

الفرض العدمي (H_0) : لا يوجـد اختــلاف في مستوى الطلاب بين الجامعات الثلاثة في مادة الحاسب الآلـي (أو أن متوسط درجـات الطـلاب في مـادة الحاسب الآلي في الجامعات الثلاثة **متساوي**).

الفرض البديل (H_1) : يوجد اختلاف في مستوى الطلاب في مادة الحاسب الآلي بين اثنين على الأقل من الجامعات الثلاثة (أو يوجد اثنين على الأقل من المتوسطات **غير متساويين**).

الفروض الإحصائية بشكل أخر:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$$

$H_1:$ اثنين على الأقل من المتوسطات غير متساوية

إدخال البيانات: بما أننا بصدد عينات مستقلة [1]، إذا سيتم إدخال البيانات كما يلي:

Untitled - SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Add-ons Window Help

29 : x

	y	x	var
1	15.00	1.00	
2	17.00	1.00	
3	15.00	1.00	
4	10.00	1.00	
5	14.00	1.00	
6	6.00	1.00	
7	13.00	1.00	
8	14.00	1.00	
9	10.00	1.00	
10	15.00	1.00	
11	2.00	1.00	
12	14.00	2.00	
13	15.00	2.00	
14	10.00	2.00	
15	12.00	2.00	
16	6.00	2.00	
17	10.00	2.00	
18	13.00	2.00	
19	18.00	2.00	
20	6.00	3.00	
21	12.00	3.00	
22	4.00	3.00	
23	7.00	3.00	
24	5.00	3.00	
25	6.00	3.00	
26	4.00	3.00	
27	16.00	3.00	
28	7.00	3.00	
29			

Data View / Variable View

ملحوظة: تم إدخال البيانات في عمودين:

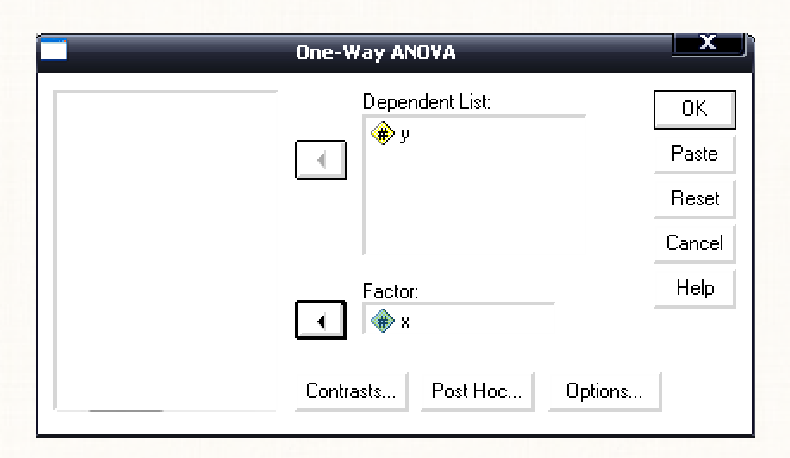
[1] راجع الكتاب الأول " التحليل الإحصائي باستخدام برنامج SPSS" ص 76 – 79.

العمود الأول: يتضمن قيم الظاهرة محل الدراسة وهى درجات الطلاب في الجامعات الثلاثة (المتغير التابع).

العمود الثاني: يتضمن الأكواد الخاصة بالحالات المختلفة للمتغير المستقل.

خطوات تنفيذ الاختبار:

أ) افتح قائمة **Analyze**، ومن القائمة الفرعية لـ **Compare Means** اختر **One – way ANOVA**، سوف يظهر لك المربع الحواري التالي:



2) في المربع الحواري الذي أمامك:

أ- انقل المتغير **(y)** إلى المربع الذي بعنوان **Dependent List**.

ب- ثم قم بنقل المتغير الخاص بالأكواد **(X)** إلى المربع الذي بعنوان **Factor**.

ج- ثم اضغط **Ok**، سوف تظهر لك النافذة الخاصة بمخرجات هذا الاختبار.

مكونات نافذة المخرجات

تتكون صفحة المخرجات من جدول واحد كما هو مبين بالشكل التالي:

Oneway

ANOVA

y

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	130.226	2	65.113	3.816	.036
Within Groups	426.631	25	17.065		
Total	556.857	27			

تفريغ النتائج والتعليق:

نتائج اختبار تحليل التباين في اتجاه واحد

ANOVA

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة (ف) المحسوبة	P.Value
بين المجموعات	130.226	2	65.113	3.816	0.036
داخل المجموعات	426.631	25	17.065	◦	◦
الإجمالي	556.857	27	◦	◦	◦

التعليق على النتائج:

يلاحظ من جدول تحليل التباين السابق أن قيمة **P.Value** تساوى (**0.036**) أي (**3.6**٪) وهي أقل من مستوى المعنوية (**5** ٪) ، وبالتالي نرفض الفرض العدمي، ونقبل الفرض البديل القائل بأن هناك أثنين على الأقل من المتوسطات غير متساوية، بمعنى أن

هناك جامعتين على الأقل من الجامعات الثلاثة تكون درجات مادة الحاسب الآلي غير متساوية.

تحديد مصدر الاختلاف:

يقصد به تحديد ما هي الجامعات التي تختلف فيما بينها. بمعنى أخر: هل الاختلاف بين جامعة المنصورة وجامعة الزقازيق؟، أم بين جامعة المنصورة وجامعة المنوفية؟، أم هو بين جامعة الزقازيق وجامعة المنوفية؟.

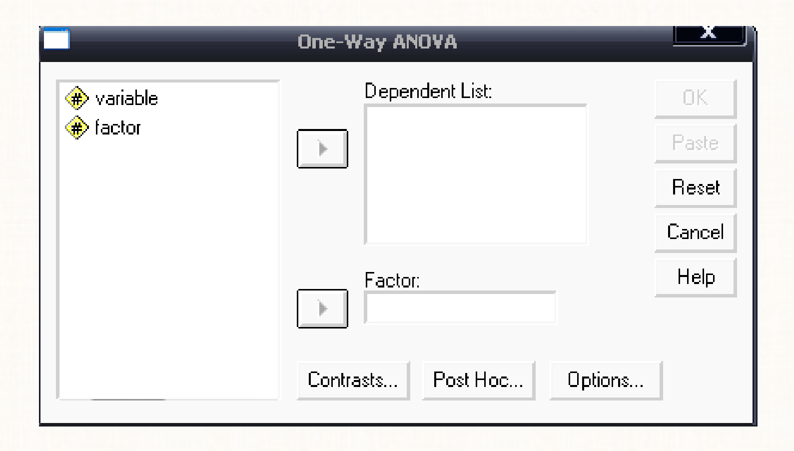
ويقدم لنا برنامج SPSS أسلوب المقارنات المتعددة [والذي يعرف بالاختبارات البعدية (Post Hoc)] لتحديد مصدر الاختلاف.

تحليل التباين في اتجاه واحد – والاختبارات البعدية (Post Hoc)

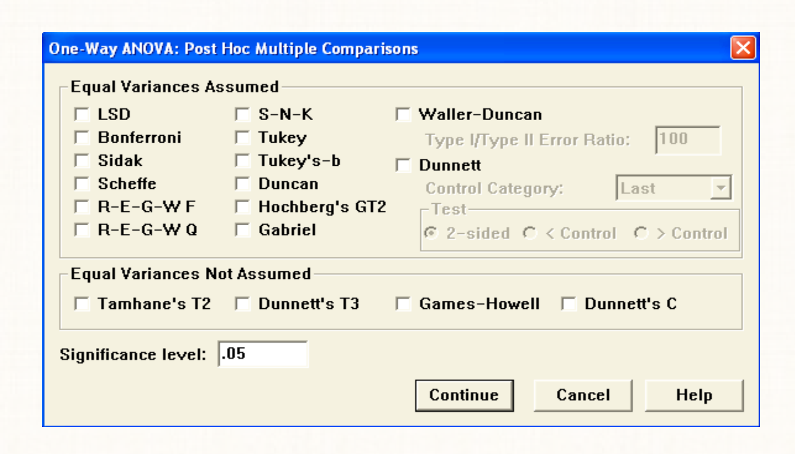
قبل أن نبدأ في شرح خطوات تنفيذ هذا الاختبار، لابد وأن نؤكد على أمر هام وهو أننا لا نهتم بنتائج هذه الاختبارات إلا عندما يتم رفض الفرض العدمي في تحليل التباين في اتجاه واحد ANOVA.

خطوات تنفيذ هذا الاختبار:

أ) من المربع الحواري التالي، افتح الاختيار Post Hoc... .



2) سوف يظهر لك المربع الحواري الخاص بالاختبارات البعدية، كما يلي:



3) قم باختيار أحد الاختبارات البعدية – بافتراض التجانس – وليكن اختبار LSD (اختبار أقل فرق معنوي).

4) ثم اضغط **Continue** ، للعودة مرة أخرى للمربع الحواري السابق.

5) اضغط **Ok**، ستظهر لك نافذة المخرجات الخاصة بهذا الاختبار.

مكونات نافذة المخرجات: تتكون من جدولين:

الجدول الأول: جدول **ANOVA** كما سبق.

والجدول الثاني: وهو جدول المقارنات المتعـددة **Multiple Comparisons** الموضح بالشكل التالي:

Post Hoc Tests

Multiple Comparisons

Dependent Variable: y
LSD

(I) x	(J) x	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval Lower Bound	95% Confidence Interval Upper Bound
1.00	2.00	-.34091	1.91952	.860	-4.2942	3.6124
	3.00	4.46465*	1.85675	.024	.6406	8.2887
2.00	1.00	.34091	1.91952	.860	-3.6124	4.2942
	3.00	4.80556*	2.00731	.024	.6714	8.9397
3.00	1.00	-4.46465*	1.85675	.024	-8.2887	-.6406
	2.00	-4.80556*	2.00731	.024	-8.9397	-.6714

*. The mean difference is significant at the .05 level.

تفريغ النتائج والتعليق: جدول المقارنات المتعددة:

المقارنات الثنائية	متوسط الفرق	P.Value
(1) مع (2)	- 0.34091	0.860
(1) مع (3)	-4.464	0.024
(2) مع (3)	- 4.805	0.024

لا تنسى:

أن (**1**) هو الكود الخاص بجامعة المنوفية، (**2**) هو الكود الخاص بجامعة الزقازيق، (**3**) هو الكود الخاص بجامعة المنصورة.

التعليق على النتائج:

يتضح من الجدول السابق أن: هناك اختلاف معنوي بين جامعة المنصورة وكل من جامعة الزقازيق وجامعة المنوفية، حيث أن قيمة **P.Value** في الحالتين تساوى (**0.024**) أي (**2.4**٪) وهى أقل من (**5**٪). في حين أن الاختلاف بين جامعة الزقازيق وجامعة المنوفية كان غير معنوياً ، حيث أن قيمة **P.Value** تساوى (**0.860**) أي (**86**٪) وهى أكبر من (**5**٪).

ثانياً: تحليل التباين الأحادي في اتجاهين Two – Way ANOVA

مقدمة : في تحليل التباين الأحادي في اتجاهين: نكون بصدد متغير واحد تابع، ومتغيرين مستقلين. وهنا يجب أن نفرق بين حالتين:

الحالة الأولى: في حالة تجاهل التفاعل (أو التأثير المتبادل) بين المتغيرين المستقلين على الاختلاف في المتغير التابع[1]:

مثال عملي:

إذا توافرت لديك البيانات التالية والخاصة بعدد الكيلومترات التي تقطعها كل سيارة في الساعة الواحدة (حسب نوع السيارة ونوع البنزين المستخدم):

بيان	Mercedes	BMW	Cetrion	Fiat
بنزين 80	160	155	110	95
بنزين 90	140	145	140	105
بنزين 96	170	165	145	85

[1] أي نكتفي بدراسة تأث كل متغ مستقل على ا لتغ التابع بصورة مستقلة.

المطلوب:

دراسة هل هناك فرق معنوي في متوسط السرعة (المتغير التابع):

- حسب نوع السيارة (المتغير المستقل الأول).
- حسب نوع البنزين (المتغير المستقل الثاني).

وذلك عند درجة ثقة 95 ٪ ؟ .

شكل الفروض الإحصائية في حالة تحليل التباين في اتجاهين:

- **الاتجاه الأول** [تأثير المتغير المستقل الأول (نوع أو ماركة السيارة)]:

الفرض العدمي (H_0): تأثير نوع السيارة على سرعة السيارة غير معنوي .

الفرض البــديل(H_1): تأثير نوع السيارة على سرعة السيارة معنوي .

- **الاتجاه الثاني** [تأثير المتغير المستقل الثاني (نوع البنزين)]:

الفرض العدمي (H_0): تأثير نوع البنزين على سرعة السيارة غير معنوي .

الفرض البــديل(H_1): تأثير نوع البنزين على سرعة السيارة معنوي .

إدخال البيانات:

يتم إدخال البيانات في 3 أعمدة:

<u>العمود الأول</u>: يتضمن قيم المتغير التابع وهى متوسط سرعة السيارة في الساعة الواحدة.

<u>العمود الثاني</u>: يتضمن الأكواد الخاصة بالحالات المختلفة بالمتغير المستقل الأول (نوع السيارة).

العمود الثالث: يتضمن الأكواد الخاصة بالحالات المختلفة بالمتغير المستقل الثاني (نوع البنزين).

anova 1 2 n way - SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Add-ons Window Help

1 : y 160

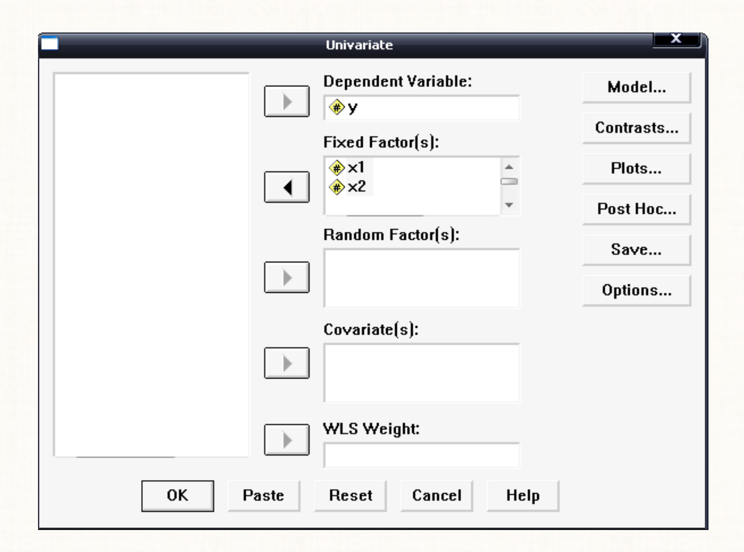
	y	x1	x2	var
1	160.00	1.00	1.00	
2	140.00	1.00	2.00	
3	170.00	1.00	3.00	
4	155.00	2.00	1.00	
5	145.00	2.00	2.00	
6	165.00	2.00	3.00	
7	110.00	3.00	1.00	
8	140.00	3.00	2.00	
9	145.00	3.00	3.00	
10	95.00	4.00	1.00	
11	105.00	4.00	2.00	
12	85.00	4.00	3.00	
13	.	.	.	
14	.	.	.	
15	.	.	.	

Data View | Variable View

SPSS Processor

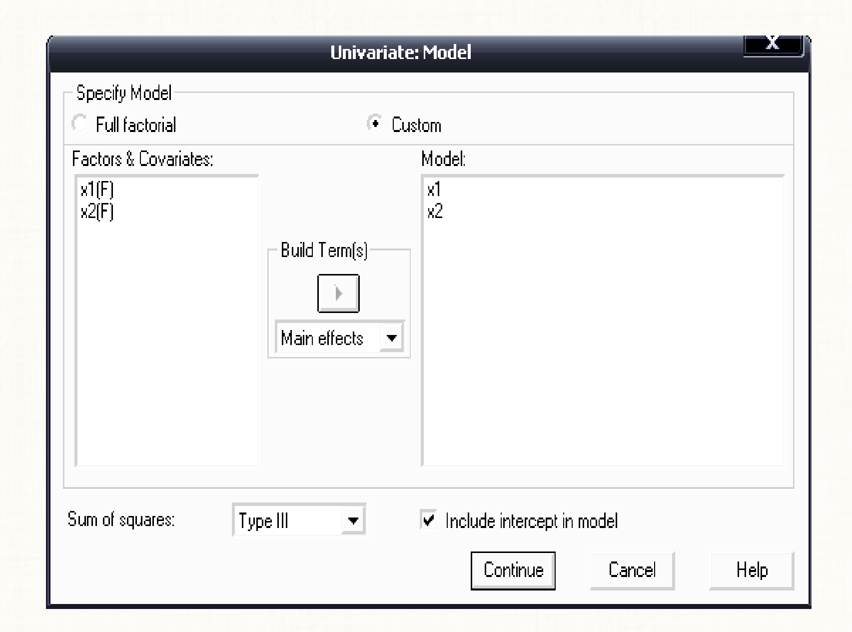
خطوات تنفيذ الاختبار:

أ) افتح قائمة **Analyze**، ومن القائمة الفرعية لـ **GLM Linear Model** اختر **Univariate..** ، سوف يظهر لك المربع الحواري التالي:



في المربع الحواري الذي أمامك:

- أدخل المتغير التابع [y] في المربع الذي بعنوان **Dependent Variable:** .
- ثم قم بإدخال المتغيرات المستقلة [x1] ثم [x2] في المربع الذي بعنوان **Fixed Factor(s):**.
- ثم أنقر فوق الاختيار **Model**، لفتح المربع الحواري التالي:



في هذا المربع الحواري: قم بتنفيذ ما يلي:

أ . اختر **Custom** بدلا من **Full factorial**.

ب . قم بنقل المتغير **x1** ثم المتغير **x2** من المربع الذي بعنوان **Factors & Covariates** إلى المربع الذي بعنوان **Model**.

ج . ثم اختر **Main effects** بدلا من **Interaction** .

د . ثم اضغط **Continue**، للعودة للمربع الحواري السابق.

أ) ثم اضغط **ok** ، سنحصل في صفحة المخرجات على النتائج التالية :

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: Dependent Variable

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	7718.750[a]	5	1543.750	7.102	.017
Intercept	217352.083	1	217352.083	999.958	.000
x1	7439.583	3	2479.861	11.409	.007
x2	279.167	2	139.583	.642	.559
Error	1304.167	6	217.361		
Total	226375.000	12			
Corrected Total	9022.917	11			

a. R Squared = .855 (Adjusted R Squared = .735)

يلاحظ هنا: أن هذا الجدول يتضمن النتائج الخاصة بنموذج الانحدار العام، إلا أننا سوف نركز على البيانات الخاصة بتحليل التباين فقط، لذا سنقوم بإعداد جدول جديد كما موضح بالصفحة التالية.

التعليق:

من جدول تحليل التباين الموضح بالصفحة التالية، يتضح لنا:

أ . معنوية تأثير نوع السيارة حيث أن **P.Value** تساوي (**0.007**) وهي أقل من مستوى المعنوية (**0.05**) ، إذا القرار هو رفض الفرض العدمي وقبول الفرض البديل.

ب . كما يتضح عدم معنوية تأثير نوع البنزين حيث أن **P.Value** تساوي (**0.559**) وهي أكبر من مستوى المعنوية (**0.05**) ، إذا القرار هو قبول الفرض العدمي.

جدول تحليل التباين ANOVA

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة (ف) المحسوبة	P.Value
المتغير المستقل الأول (نوع السيارة)	7439.583	3	2479.861	11.409	0.007
المتغير المستقل الثاني (نوع البنزين)	279.167	2	139.583	0.642	0.559
الخطأ	1304.167	6	217.361	٭	٭
الإجمالي	9022.917	11	٭	٭	٭

الحالة الثانية: في حالة الأخذ في الاعتبار التفاعل أو التأثير المتبادل بين المتغيرين المستقلين:

مثال عملي:

في دراسة لمعرفة مدى تأثير كل من المستوى التعليمي والحالة الاجتماعية لرجل البيع على حجم المبيعات الشهرية التي يحققها، تم تجميع البيانات التالية:

بيان		أمي	ابتدائي	ثانوي	متوسط	جامعي
رجل	أعزب	100	110	125	130	130
	متزوج	120	115	115	120	140
أنثى	أعزب	111	95	104	125	135
	متزوج	110	107	88	100	122

المطلوب:

اختبار هل هناك فروق معنوية بين متوسطات المبيعات الشهرية:

أ . بسبب عامل المستوى التعليمي **Educational Level** (المتغير المستقل الأول).

ب . بسبب عامل الحالة الاجتماعية **Marital status** (المتغير المستقل الثاني).

ج . بسبب التفاعل بين المتغيرين المستقلين معا: المستوى التعليمي والحالة الاجتماعية (**Educational Level * Marital status**).

وذلك عند درجة ثقة 95 ٪ ؟ .

شكل الفروض الإحصائية في حالة تحليل التباين في اتجاهين:

- **الاتجاه الأول** (تأثير الحالة الاجتماعية):

الفرض العدمي (H_0): تأثير الحالة الاجتماعية على متوسط المبيعات الشهرية لرجل البيع غير معنوي.

الفرض البـــديل(H_1): تأثير الحالة الاجتماعية على متوسط المبيعات الشهرية لرجل البيع معنوي.

- **الاتجاه الثاني** (تأثير المستوى التعليمي):

الفرض العدمي (H_0): تأثير المستوى التعليمي على متوسط المبيعات الشهرية لرجل البيع غير معنوي.

الفرض البـــديل(H_1): تأثير المستوى التعليمي على متوسط المبيعات الشهرية لرجل البيع معنوي.

- **التفاعل بين المتغيرين المستقلين (المستوى التعليمي و الحالة الاجتماعية)**:

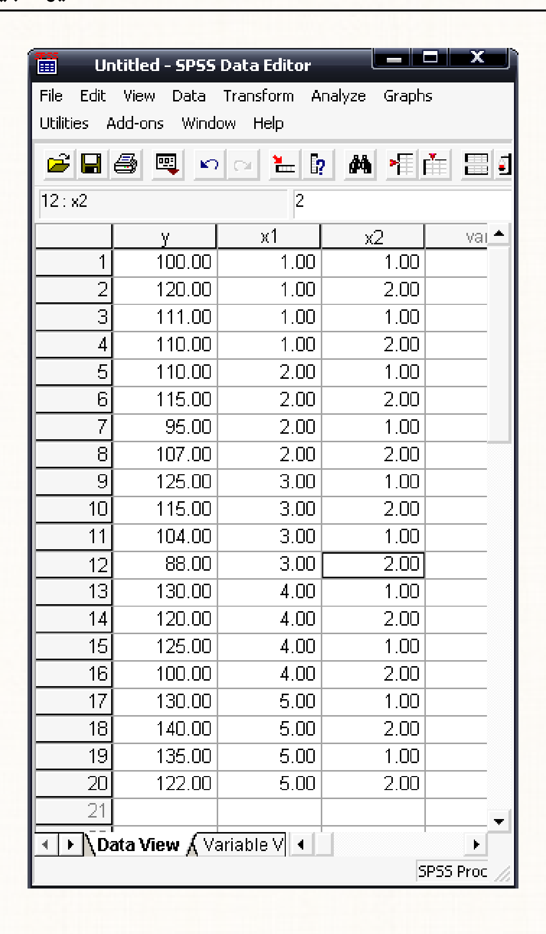
الفرض العدمي (H_0): التأثير المتبادل بين المستوى التعليمي والحالة الاجتماعية على متوسط المبيعات الشهرية لرجل البيع غير معنوي.

الفرض البديل(H_1): التأثير المتبادل بين المستوى التعليمي والحالة الاجتماعية على متوسط المبيعات الشهرية لرجل البيع معنوي.

لاحظ هنا:

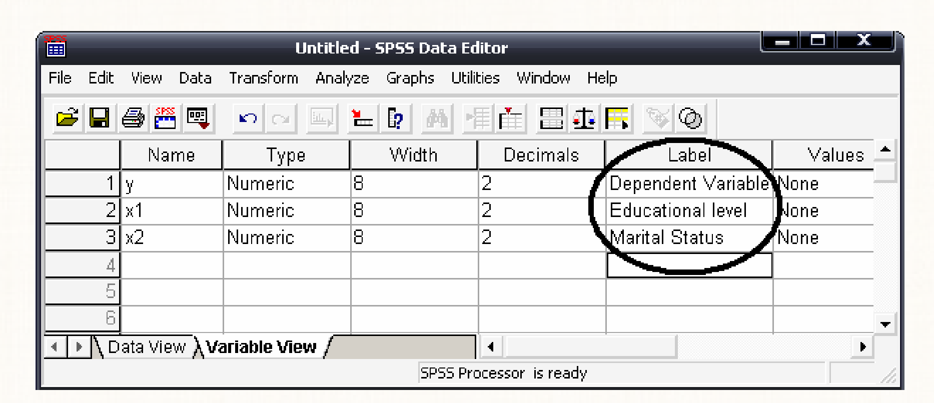
أنه – بالنسبة للفروض الإحصائية – قد تم إضافة الفرض الخاص بالتأثير المتبادل بين المتغيرين المستقلين.

إدخال البيانات:



	y	x1	x2
1	100.00	1.00	1.00
2	120.00	1.00	2.00
3	111.00	1.00	1.00
4	110.00	1.00	2.00
5	110.00	2.00	1.00
6	115.00	2.00	2.00
7	95.00	2.00	1.00
8	107.00	2.00	2.00
9	125.00	3.00	1.00
10	115.00	3.00	2.00
11	104.00	3.00	1.00
12	88.00	3.00	2.00
13	130.00	4.00	1.00
14	120.00	4.00	2.00
15	125.00	4.00	1.00
16	100.00	4.00	2.00
17	130.00	5.00	1.00
18	140.00	5.00	2.00
19	135.00	5.00	1.00
20	122.00	5.00	2.00

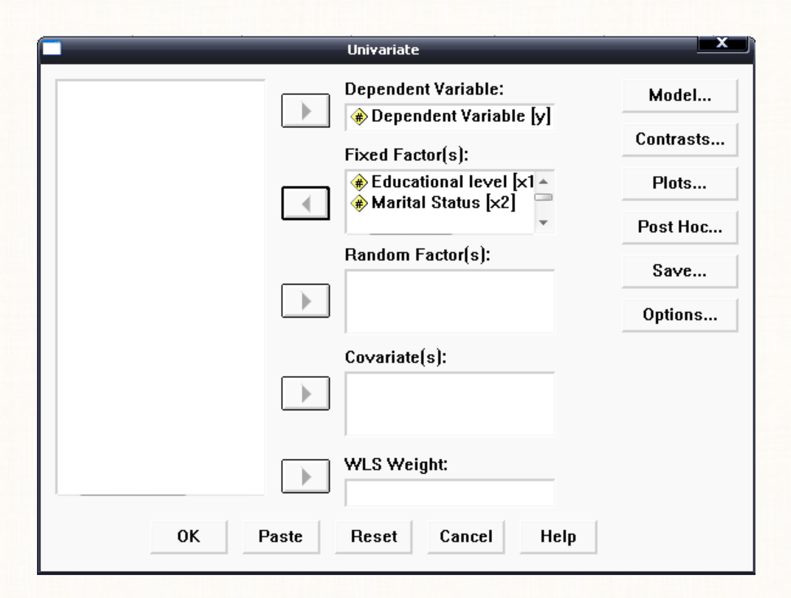
ثـم مـن نافـذة ضبط خـصائص المـتغيرات (**Variable View**) يـتم كتابـة عنـاوين أو مسميات المتغيرات (**Label**) كما يلي:



	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values
1	y	Numeric	8	2	Dependent Variable	None
2	x1	Numeric	8	2	Educational level	None
3	x2	Numeric	8	2	Marital Status	None

خطوات تنفيذ الاختبار:

أ) افتح قائمة **Analyze**، ومن القائمة الفرعية لـ **GLM Linear Model** اختر .. **Univariate** ، سوف يظهر لك المربع الحواري التالي:

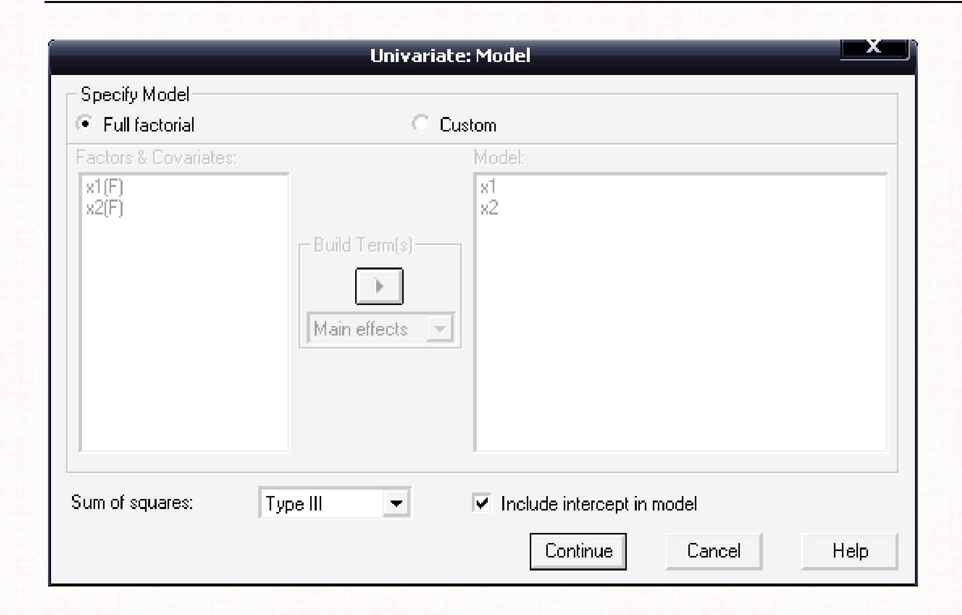


في المربع الحواري الذي أمامك:

أ . أدخل المتغير التابع **Dependent Variable [y]** في المربع الذي بعنوان: **Dependent Variable:** .

ب . ثم قم بإدخال المتغيرات المستقلة **Educational Level [x1]** ثم المتغير **Marital status [x2]** في المربع الذي بعنوان **Fixed Factor(s):**.

ج . ثم أنقر فوق الاختيار **Model**، لفتح المربع الحواري التالي:



في المربع الحواري الذي أمامك:

أ . أختر **Full factorial**

ب . ثم اضغط **Continue**، للعودة للمربع الحواري السابق.

2) ثم اضغط **ok** ، سنحصل على النتائج التالية :

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: Dependent Variable

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	2376.800[a]	9	264.089	2.152	.124
Intercept	264960.200	1	264960.200	2159.415	.000
x1	1736.800	4	434.200	3.539	.048
x2	39.200	1	39.200	.319	.584
x1 * x2	600.800	4	150.200	1.224	.360
Error	1227.000	10	122.700		
Total	268564.000	20			
Corrected Total	3603.800	19			

a. R Squared = .660 (Adjusted R Squared = .353)

من الجدول الذي أمامك، نقوم بإعداد الجدول التالي:

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة (ف) المحسوبة	P.Value
المتغير المستقل الأول (المستوى التعليمي)	1736.8	4	434.2	3.539	0.048
المتغير المستقل الثاني (الحالة الاجتماعية)	39.2	1	39.2	0.319	0.584
التأثير المتبادل بين المستوى التعليمي والحالة الاجتماعية	600.8	4	150.2	1.224	0.360
الخطأ	1227	10	122.7	*	*
الإجمالي	3603.8	19	*	*	*

التعليق:

يتضح من جدول تحليل التباين:

أ . معنوية تأثير المستوى التعليمي حيث أن **P.Value** تساوي **0.048** وهي أقل من مستوى المعنوية **0.05**، إذا القرار هو رفض الفرض العدمي وقبول الفرض البديل.

ب . وعدم معنوية تأثير الحالة الاجتماعية حيث أن **P.Value** تساوي 0.584 وهي أكبر من مستوى المعنوية **0.05**، إذا القرار هو قبول الفرض العدمي.

ج . كما يتضح – أيضا– عدم معنوية التأثير المتبادل بين المستوى التعليمي والحالة الاجتماعية حيث أن **P.Value** تساوي **0.360** وهي أكبر من مستوى المعنوية **0.05**، إذا القرار هو قبول الفرض العدمي.

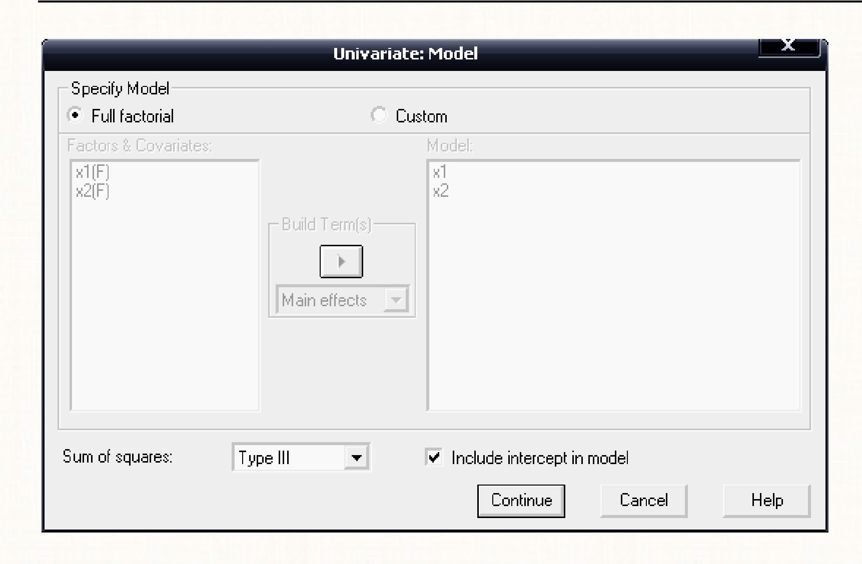
ملحوظة هامة:

في بعض الأحيان يتعذر إدخال التأثير المتبادل بين المتغيرات المستقلة في النموذج بسبب عدم كفاية درجات الحرية، لأنه في هذه الحالة لا نستطيع الحصول على قيمة (**F**) حيث تكون درجات الحرية المقابلة للخطأ (**Error**) تساوي صفر). وبالتالي يُكتفى بالتأثيرات الأساسية (**Main effects**) فقط لكل متغير مستقل على حده.

فمثلا: في المثال الخاص بتأثير نوع السيارة ونوع البنزين: بفرض أن المطلوب: إظهار التفاعل بين كل من نوع السيارة ونوع البنزين على السرعة.

الخطوات:

أ) قم بتكرار الخطوة (**1**) ، (**2**) حتى يظهر المربع الحواري التالي:



2) في المربع الحواري الذي أمامك:

أ . اختر **Full factorial**.

ب . ثم اضغط **Continue** للعودة للمربع الحواري الأساسي.

3) ثم اضغط **Ok**، سوف نحصل على النتائج التالية:

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: Dependent Variable

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	9022.917[a]	11	820.265	.	.
Intercept	217352.083	1	217352.083	.	.
x1	7439.583	3	2479.861	.	.
x2	279.167	2	139.583	.	.
x1 * x2	1304.167	6	217.361	.	.
Error	.000	0	.		
Total	226375.000	12			
Corrected Total	9022.917	11			

a. R Squared = 1.000 (Adjusted R Squared = .)

يلاحظ هنا أنه لا توجد قيم لـ (F)، وذلك لعدم كفاية درجات الحرية. حيث أن درجات الحرية للخطأ (**Error**) تساوي صفر. في هذه الحالة، فإننا نعود إلى المربع الحواري في

الخطـــوة (1) [Univariate:Model] ونختـــار Custom بـــدلا مـــن Full factorial، ثم نختار Main effects.

ثالثا: تحليل التباين الأحادي في (ن) اتجاه N – Way ANOVA

مقدمة : في تحليل التباين الأحادي في "ن" اتجاه: نكون بصدد متغير واحد تـابع،و "ن" من المتغيرات المستقلة. وهنا – أيضا – يجب أن نفرق بين حالتين:

الحالة الأولى: في حالة تجاهل التفاعل (أو التأثير المتبادل) بين المتغيرات المستقلة:

مثال عملي:

في دراسة لمعرفة مدى تأثير كل من عامل ملكية الجامعة (حكومية – خاصة)، والنوع (ذكر – أنثى)، ومدى انتظام الطالب في الحضور (منتظم – غير منتظم)، على مستوى أداء الطلاب في مادة الإحصاء، فقد تم تجميع البيانات التالية:

جامعة خاصة				جامعة حكومية			
طالبات		طلاب		طالبات		طلاب	
غير منتظم	منتظم	غير منتظم	منتظم	غير منتظم	منتظم	غير منتظم	منتظم
14	4	9	12	17	12	6	6
10	11	5	13	10	14	4	5
13	16	6	6	9	8	5	7

المطلوب:

اختبار هل هناك فرق معنوي بين متوسطات درجات الطلاب في مادة الإحصاء (المتغير التابع):

أ . بسبب عامل ملكية الجامعة (المتغير المستقل الأول).

ب . بسبب عامل الجنس (النوع) (المتغير المستقل الثاني).

ج . بسبب عامل الانتظام في حضور المحاضرات في الجامعة(المتغير المستقل الثالث)، وذلك عند درجة ثقة 95 ٪ ؟ .

شكل الفروض الإحصائية في حالة تحليل التباين في (ن) اتجاه:

- **الاتجاه الأول: متغير نوع الملكية (عام – خاص):**

الفرض العدمي (H_0): تأثير نوع ملكية الجامعة على متوسط درجات الطلاب في مادة الإحصاء غير معنوي.

الفرض البديل(H_1): تأثير نوع ملكية الجامعة على متوسط درجات الطلاب في مادة الإحصاء معنوي.

- **الاتجاه الثاني: عامل الجنس (النوع):**

الفرض العدمي (H_0): تأثير الجنس (النوع) على متوسط درجات الطلاب في مادة الإحصاء غير معنوي.

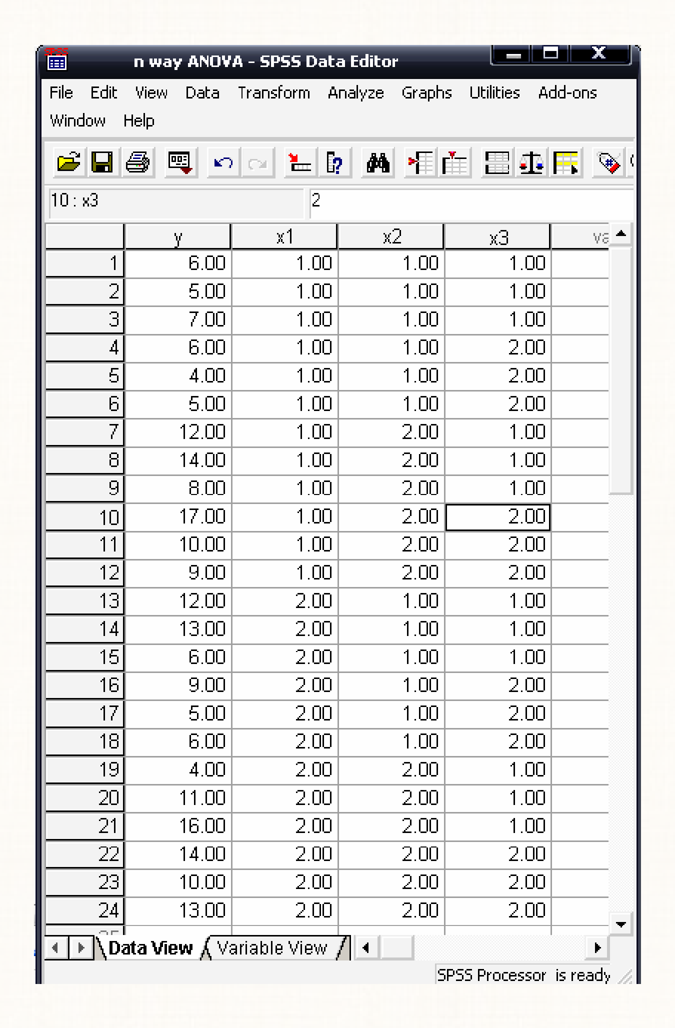
الفرض البديل(H_1): تأثير الجنس (النوع) على متوسط درجات الطلاب في مادة الإحصاء معنوي.

- **الاتجاه الثالث: عامل المواظبة على الحضور:**

الفرض العدمي (H_0): تأثير عامل المواظبة على الحضور على متوسط درجات الطلاب في مادة الإحصاء غير معنوي.

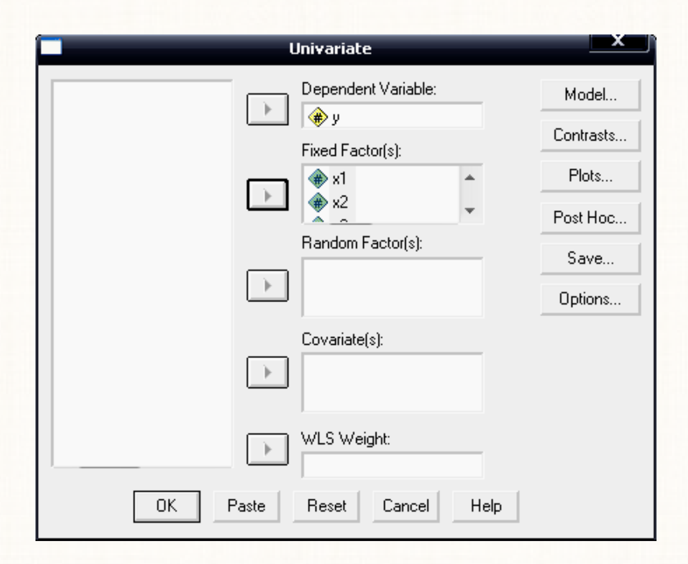
الفرض البـــديل(H_1): تأثير عامل المواظبة على الحضور على متوسط درجات الطلاب في مادة الإحصاء معنوي.

إدخال البيانات:



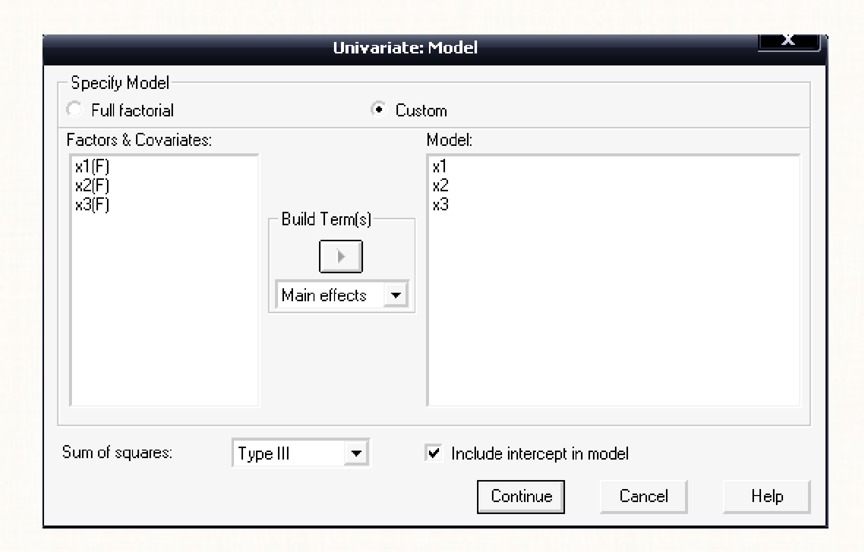
	y	x1	x2	x3
1	6.00	1.00	1.00	1.00
2	5.00	1.00	1.00	1.00
3	7.00	1.00	1.00	1.00
4	6.00	1.00	1.00	2.00
5	4.00	1.00	1.00	2.00
6	5.00	1.00	1.00	2.00
7	12.00	1.00	2.00	1.00
8	14.00	1.00	2.00	1.00
9	8.00	1.00	2.00	1.00
10	17.00	1.00	2.00	2.00
11	10.00	1.00	2.00	2.00
12	9.00	1.00	2.00	2.00
13	12.00	2.00	1.00	1.00
14	13.00	2.00	1.00	1.00
15	6.00	2.00	1.00	1.00
16	9.00	2.00	1.00	2.00
17	5.00	2.00	1.00	2.00
18	6.00	2.00	1.00	2.00
19	4.00	2.00	2.00	1.00
20	11.00	2.00	2.00	1.00
21	16.00	2.00	2.00	1.00
22	14.00	2.00	2.00	2.00
23	10.00	2.00	2.00	2.00
24	13.00	2.00	2.00	2.00

أ) افتح قائمة **Analyze**، ومن القائمة الفرعية لـ **GLM Linear Model** اختر .. **Univariate** ، سوف يظهر لك المربع الحواري التالي:



في المربع الحواري الذي أمامك:

- أدخل المتغير التابع **y** في المربع الذي بعنوان **Dependent Variable:** .
- ثم قم بإدخال المتغيرات المستقلة [**x1** ، **x2** ، **x3**] في المربع الذي بعنوان **Fixed Factor(s):**.
- ثم أنقر فوق الاختيار **Model**، لفتح المربع الحواري التالي:



في هذا المربع الحواري: قم بتنفيذ ما يلي:

أ . اختر **Custom** بدلا من **Full factorial**.

ب . قم بنقل المتغيرات [**x1** ، **x2** ، **x3**] من المربع الذي بعنوان **Factors & Covariates** إلى المربع الذي بعنوان **Model**.

ج . ثم اختر **Main effects** بدلا من **Interaction** .

د . ثم اضغط **Continue**، للعودة للمربع الحواري السابق.

2) ثم اضغط **ok** ، سنحصل على النتائج التالية :

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: y

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	133.667[a]	3	44.556	3.999	.022
Intercept	2053.500	1	2053.500	184.308	.000
x1	10.667	1	10.667	.957	.340
x2	121.500	1	121.500	10.905	.004
x3	1.500	1	1.500	.135	.718
Error	222.833	20	11.142		
Total	2410.000	24			
Corrected Total	356.500	23			

a. R Squared = .375 (Adjusted R Squared = .281)

من الجدول الذي أمامك، نقوم بإعداد الجدول التالي:

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة (ف) المحسوبة	P.Value
المتغير الأول (نوع الملكية)	10.667	1	10.667	0.957	0.340
المتغير الثاني الجنس (النوع)	121.500	1	121.500	10.905	0.004
المتغير الثالث (المواظبة على الحضور)	1.500	1	1.500	0.135	0.718
الخطأ	222.833	20	11.142	٭	٭
الإجمالي	356.500	23	٭	٭	٭

التعليق:

يتضح من الجدول السابق:

أ . **عدم معنوية تأثير عامل نوع الملكية حيث أن P.Value تساوي 0.340 وهي أكبر من مستوى المعنوية 0.05، إذا القرار هو قبول الفرض العدمي.**

ب . ومعنوية تأثير عامل الجنس (النوع) حيث أن P.Value تساوي 0.004 وهي أقل من مستوى المعنوية 0.05، إذا القرار هو رفض الفرض العدمي وقبول الفرض البديل.

ج . أما تأثير عامل المواظبة على الحضور فكان غير معنويا حيث أن P.Value تساوي 0.718 وهي أكبر من مستوى المعنوية 0.05، إذا القرار هو قبول الفرض العدمي.

الحالة الثانية: في حالة الأخذ في الاعتبار التفاعل (أو التأثير المتبادل) بين المتغيرات المستقلة:

مثال عملي:

في المثال السابق: المطلوب إظهار تأثير التفاعلات المتبادلة بين المتغيرات المستقلة الثلاثة:

الخطوات:

نتبع نفس الخطوات السابقة، فيما عدا أنه سيتم اختيار الأمر **Full factorial** بدلا من الأمر **Custom**، هنا سنحصل على النتائج التالية:

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: y

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	177.167[a]	7	25.310	2.258	.084
Intercept	2053.500	1	2053.500	183.212	.000
x1	10.667	1	10.667	.952	.344
x2	121.500	1	121.500	10.840	.005
x3	1.500	1	1.500	.134	.719
x1 * x2	16.667	1	16.667	1.487	.240
x1 * x3	.667	1	.667	.059	.810
x2 * x3	20.167	1	20.167	1.799	.199
x1 * x2 * x3	6.000	1	6.000	.535	.475
Error	179.333	16	11.208		
Total	2410.000	24			
Corrected Total	356.500	23			

a. R Squared = .497 (Adjusted R Squared = .277)

يلاحظ هنا: عدم معنوية كل الحالات المختلفة للتأثيرات المتبادلة بين المتغيرات المستقلة، حيث أن جميع قيم **P.Value** كانت أكبر من مستوى المعنوية (**0.05**).

مصدر الاختلاف:

في حالة معنوية الفروق بين الحالات المختلفة لواحد أو أكثر من المتغيرات المستقلة[1]، فإنه يمكننا تحديد مصدر الاختلاف من خلال اختبارات المقارنات الثنائية (تماما كما فعلنا في تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد).

[1] يشترط أن يكون عدد ا ستويات أو ا الات ا مثلة للمتغ ا ستقل أك من أو تساوي 3 حالات، ع انه لو أن ا تغ ا ستقل الذي ثبت تأث ه ا عنوي ولكنه ثنائي ا الات أو الأبعاد، هذه ا الـة لا نكـون حاجة إ ا قارنات الثنائية.

الفصل الثالث

تحليل التباين المتعدد

Multivariate Analysis of Variance (MANOVA)

الفصل الثالث

تحليل التباين المتعدد

Multivariate Analysis of Variance (MANOVA)

مقدمة:

كما سبق وأن أوضحنا في الفصل الأول أنه في حالة تحليل التباين المتعدد **MANOVA** نكون بصدد أكثر من متغير تابع، وواحد أو أكثر من المتغيرات المستقلة.

إذا الأصل في تحليل التباين المتعدد وهو وجود أكثر من متغير تابع. ثم بناء على عدد المتغيرات المستقلة يتحدد هل هو في اتجاه واحد أو في اتجاهين أو في " ن" اتجاه حسب عدد المتغيرات المستقلة تماما كما فعلنا في تحليل التباين الأحادي.

و مراعاة للاختصار سوف نكتفي بمثال واحد يشرح تحليل التباين المتعدد في اتجاهين **Two-Way MANOVA**، بحيث يستطيع القارئ أن يقوم بنفسه بتنفيذ النوعين الباقيين وهما:

- One-Way MANOVA
- N-Way MANOVA

مثال: بفرض أننا نريد دراسة مدى تأثير كل من نوع الجامعة و الجنس(النوع) كمتغيرات مستقلة، على أداء الطلاب في 3 مواد دراسية وهي الإحصاء والاقتصاد والمحاسبة (ملحوظة: درجات الطلاب في المواد الثلاثة تمثل المتغيرات التابعة).

وهنا يمكن تلخيص متغيرات النموذج كما يلي:

X_1 : نوع الجامعة

X_2 : الجنس (النوع)

Y_1 : درجات الطلاب في مادة الإحصاء

Y_2 : درجات الطلاب في مادة الاقتصاد

Y_3 : درجات الطلاب في مادة المحاسبة

جامعة القاهرة						جامعة أسيوط					
طلاب			طالبات			طلاب			طالبات		
الإحصاء	الاقتصاد	المحاسبة	الإحصاء	الاقتصاد	المحاسبة	الإحصاء	الاقتصاد	المحاسبة	الإحصاء	الاقتصاد	المحاسبة
4.4	9.5	6.5	5.7	9.1	6.9	2.8	9.1	6.7	8.4	9.2	7.1
6.4	9.9	6.2	2	10	7.2	4.1	9.3	6.6	5.2	8.8	7
3	9.6	5.8	3.9	9.9	6.9	3.8	8.3	7.2	6.9	9.7	7.2
4.1	9.6	6.5	1.9	9.5	6.1	1.6	8.4	7.1	2.7	10.1	7.5
0.8	9.2	6.5	5.7	9.4	6.3	3.4	8.5	6.8	1.9	9.2	7.6

المطلوب:

دراسة مدى تأثير نوع الجامعة والجنس (النوع) على الاختلاف في درجات الطلاب في مواد الإحصاء والاقتصاد والمحاسبة عند مستوى معنوية 5٪ ، وذلك في حالة:

1. عدم الأخذ في الاعتبار التفاعل (أو التأثير المتبادل) بين المتغيرات المستقلة.
2. الأخذ في الاعتبار التفاعل (أو التأثير المتبادل) بين المتغيرات المستقلة.

الحالة الأولى: في حالة تجاهل أو عدم الأخذ في الاعتبار التفاعل (أو التأثير المتبادل) بين المتغيرات المستقلة:

الفروض الإحصائية:

المجموعة الأولى: تضم الفروض الخاصة بالعلاقة بين المتغيرات المستقلة [(x_1) و (x_2)] و بين المتغير التابع الأول (y_1) :

1. **تأثير المتغير المستقل الأول (x_1) على المتغير التابع (y_1):**

الفرض العدمي (H_0): تأثير نوع الجامعة على متوسط أداء الطلاب في مادة الإحصاء غير معنوي.

الفرض البديل(H_1): تأثير نوع الجامعة على متوسط أداء الطلاب في مادة الإحصاء معنوي.

2. **تأثير المتغير المستقل الثاني (x_2) على المتغير التابع (y_1):**

الفرض العدمي (H_0): تأثير الجنس (النوع) على متوسط أداء الطلاب في مادة الإحصاء غير معنوي.

الفرض البديل(H_1): تأثير الجنس (النوع) على متوسط أداء الطلاب في مادة الإحصاء معنوي.

المجموعة الثانية: تضم الفروض الخاصة بالعلاقة بين المتغيرات المستقلة [(x_1) و (x_2)] و بين المتغير التابع الثاني (y_2):

1. **تأثير المتغير المستقل الأول (x_1) على المتغير التابع (y_2):**

الفرض العدمي (H_0): تأثير نوع الجامعة على متوسط أداء الطلاب في مادة الاقتصاد غير معنوي.

الفرض البديل(H_1): تأثير نوع الجامعة على متوسط أداء الطلاب في مادة الاقتصاد معنوي.

2. **تأثير المتغير المستقل الثاني (x_2) على المتغير التابع (y_2):**

الفرض العدمي (H_0): تأثير الجنس (النوع) على متوسط أداء الطلاب في مادة الاقتصاد غير معنوي.

الفرض البديل(H_1): تأثير الجنس (النوع) على متوسط أداء الطلاب في مادة الاقتصاد معنوي.

المجموعة الثالثة: تضم الفروض الخاصة بالعلاقة بين المتغيرات المستقلة [(x_1) و (x_2)] و بين المتغير التابع الثالث (y_3):

1. **تأثير المتغير المستقل الأول (x_1) على المتغير الثالث (y_3):**

الفرض العدمي (H_0): تأثير نوع الجامعة على متوسط أداء الطلاب في مادة المحاسبة غير معنوي.

الفرض البديل(H_1): تأثير نوع الجامعة على متوسط أداء الطلاب في مادة المحاسبة معنوي.

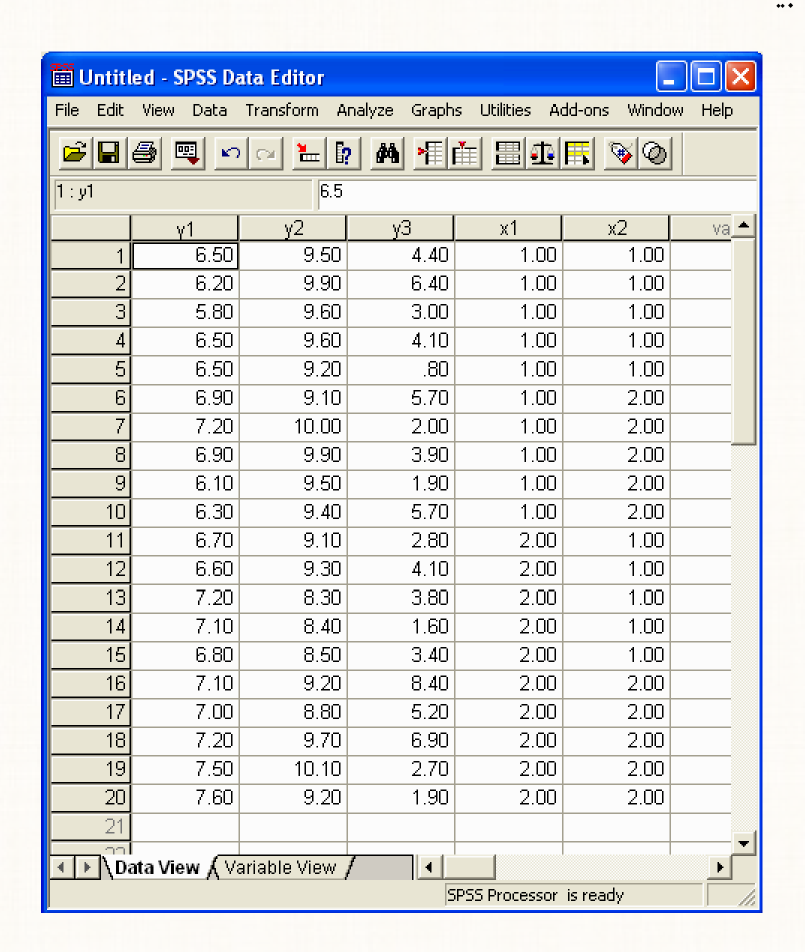
2. **تأثير المتغير المستقل الثاني (x_2) على المتغير التابع (y_3):**

الفرض العدمي (H_0): تأثير الجنس (النوع) على متوسط أداء الطلاب في مادة المحاسبة غير معنوي.

الفرض البديل(H_1): تأثير الجنس (النوع) جامعة على متوسط أداء الطلاب في مادة المحاسبة معنوي.

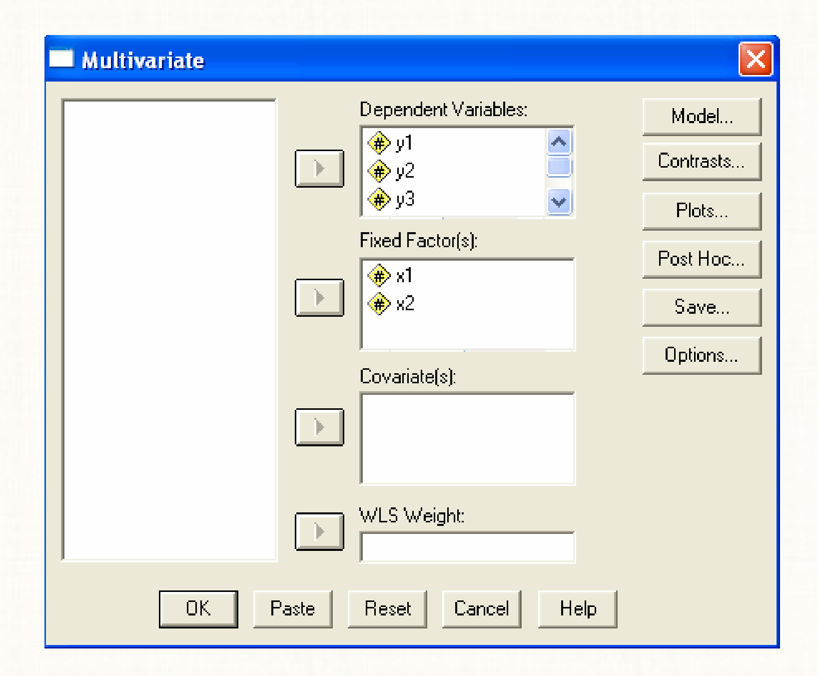
الخطوات:

أ) إدخال البيانات:



	y1	y2	y3	x1	x2
1	6.50	9.50	4.40	1.00	1.00
2	6.20	9.90	6.40	1.00	1.00
3	5.80	9.60	3.00	1.00	1.00
4	6.50	9.60	4.10	1.00	1.00
5	6.50	9.20	.80	1.00	1.00
6	6.90	9.10	5.70	1.00	2.00
7	7.20	10.00	2.00	1.00	2.00
8	6.90	9.90	3.90	1.00	2.00
9	6.10	9.50	1.90	1.00	2.00
10	6.30	9.40	5.70	1.00	2.00
11	6.70	9.10	2.80	2.00	1.00
12	6.60	9.30	4.10	2.00	1.00
13	7.20	8.30	3.80	2.00	1.00
14	7.10	8.40	1.60	2.00	1.00
15	6.80	8.50	3.40	2.00	1.00
16	7.10	9.20	8.40	2.00	2.00
17	7.00	8.80	5.20	2.00	2.00
18	7.20	9.70	6.90	2.00	2.00
19	7.50	10.10	2.70	2.00	2.00
20	7.60	9.20	1.90	2.00	2.00

2) افتح قائمة **Analyze**، ومن القائمة الفرعية لـ **Linear Model GLM** اختر الأمر .. **Multivariate** ، سوف يظهر لك المربع الحواري التالي:

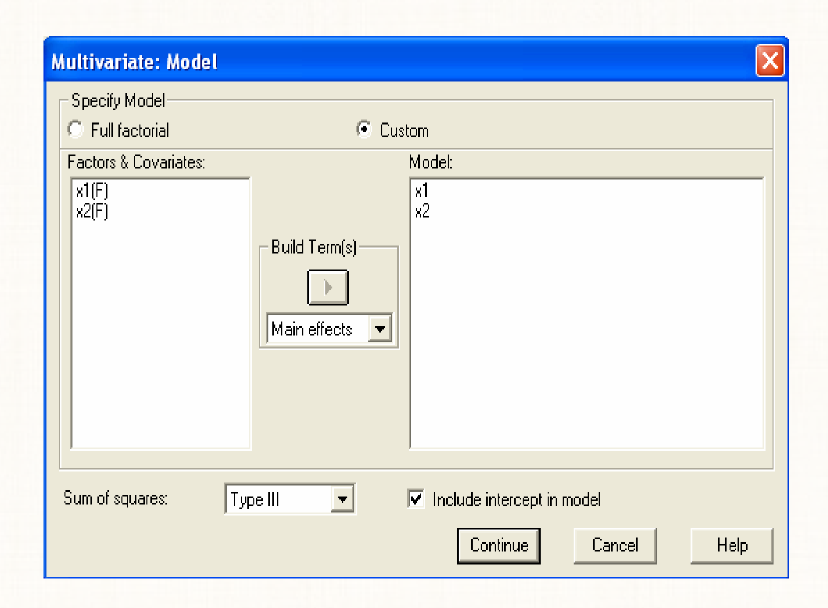


في المربع الحواري الذي أمامك:

أ . أدخل المتغيرات التابعة (y1 , y2, y3) في المربع الذي بعنوان **Dependent Variables:** .

ب . ثم قم بإدخال المتغيرات المستقلة [x1 ، x2] في المربع الذي بعنوان **Fixed Factor(s):**.

ج . ثم أنقر فوق الاختيار **Model**، لفتح المربع الحواري التالي:



في هذا المربع الحواري: قم بتنفيذ ما يلي:

أ . اختر **Custom** بدلا من **Full factorial**.

ب . قم بنقل المتغيرات [**X1** ، **X2**] من المربع الذي بعنوان **Factors & Covariates** إلى المربع الذي بعنوان **Model**.

ج . ثم اختر **Main effects** بدلا من **Interaction** .

د . ثم اضغط **Continue**، للعودة للمربع الحواري السابق.

3) ثم اضغط **ok** ، سنحصل على النتائج التالية :

تتضمن صفحة المخرجات نوعين من الجداول:

الجدول الأول: بعنوان **Multivariate Tests** : كما هو موضح بالشكل التالي:

Multivariate Tests[b]

Effect		Value	F	Hypothesis df	Error df	Sig.
Intercept	Pillai's Trace	.999	5518.797[a]	3.000	15.000	.000
	Wilks' Lambda	.001	5518.797[a]	3.000	15.000	.000
	Hotelling's Trace	1103.759	5518.797[a]	3.000	15.000	.000
	Roy's Largest Root	1103.759	5518.797[a]	3.000	15.000	.000
x1	Pillai's Trace	.613	7.925[a]	3.000	15.000	.002
	Wilks' Lambda	.387	7.925[a]	3.000	15.000	.002
	Hotelling's Trace	1.585	7.925[a]	3.000	15.000	.002
	Roy's Largest Root	1.585	7.925[a]	3.000	15.000	.002
x2	Pillai's Trace	.446	4.028[a]	3.000	15.000	.028
	Wilks' Lambda	.554	4.028[a]	3.000	15.000	.028
	Hotelling's Trace	.806	4.028[a]	3.000	15.000	.028
	Roy's Largest Root	.806	4.028[a]	3.000	15.000	.028

a. Exact statistic

b. Design: Intercept+x1+x2

يتضمن هذا الجدول نتائج (4) اختبارات مختلفة لاختبار المعنوية الكلية للنموذج بالنسبة لكل متغير من المتغيرات المستقلة. بحيث أنه في حالة الدلالة المعنوية لأي متغير من المتغيرات المستقلة فهذا يعني أن هذا المتغير المستقل لابد وأن يكون له تأثير معنوي على الاختلاف في واحد أو أكثر من المتغيرات التابعة.

والاختبارات الأربعة التي يشملها هذا الجدول هي:

1. اختبار **Pillai's Trace**
2. اختبار **Wilks' Lambda**
3. اختبار **Hotelling' s Trace**
4. اختبار **Roy's Largest Root**

وهنا يمكننا أن نكتفي بنتائج أحد هذه الاختبارات الأربعة- وليكن اختبار **Wilks' Lambda** (وهذا لا يعني إقرارنا بأفضلية هذا الاختبار مقارنة بباقي الاختبارات، بل

يتعين على القارئ الرجوع إلى المراجع الإحصائية أو الدراسات التي اهتمت بالمقارنة بين هذه الاختبارات الأربعة).

المتغيرات المستقلة	إحصائي اختبار Wilks' Lambda	ف المحسوبة	P.Value
X1	0.387	7.925	0.002
X2	0.554	4.028	0.028

التعليق:

من البيانات الموجودة في هذا الجدول: نجد أن قيمة **P.Value** أقل من مستوى المعنوية (**0.05**) لجميع المتغيرات المستقلة (x_1, x_2). وبالتالي من المتوقع أن يكون لكل من هذين المتغيرين تأثير معنوي على واحد أو أكثر من المتغيرات التابعة، ومن خلال النتائج التي سيوضحها جدول تحليل التباين التالي (الجدول الثاني) سيتم تحديد أيا من هذه المتغيرات التابعة التي تتأثر بهذين المتغيرين المستقلين.

الجدول الثاني: بعنوان **Tests of Between-Subjects Effects** : من خلال هذا الجدول يتم دراسة المعنوية الجزئية لكل متغير مستقل، بحيث يمكن الحكم أو اتخاذ القرار بشأن الفروض الأساسية في النموذج.

Tests of Between-Subjects Effects

Source	Dependent Variable	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	y1	2.501[a]	2	1.250	12.048	.001
	y2	1.913[b]	2	.956	5.125	.018
	y3	5.321[c]	2	2.661	.657	.531
Intercept	y1	920.724	1	920.724	8870.681	.000
	y2	1735.384	1	1735.384	9299.145	.000
	y3	309.684	1	309.684	76.427	.000
x1	y1	1.740	1	1.740	16.769	.001
	y2	1.301	1	1.301	6.969	.017
	y3	.421	1	.421	.104	.751
x2	y1	.760	1	.760	7.327	.015
	y2	.612	1	.612	3.282	.088
	y3	4.900	1	4.900	1.209	.287
Error	y1	1.765	17	.104		
	y2	3.172	17	.187		
	y3	68.885	17	4.052		
Total	y1	924.990	20			
	y2	1740.470	20			
	y3	383.890	20			
Corrected Total	y1	4.265	19			
	y2	5.085	19			
	y3	74.206	19			

a. R Squared = .586 (Adjusted R Squared = .538)

b. R Squared = .376 (Adjusted R Squared = .303)

c. R Squared = .072 (Adjusted R Squared = -.038)

من خلال البيانات الواردة في هذا الجدول يتم تكوين الجداول التالية:

1 . جدول تحليل التباين لتأثير (x_2, x_1) على المتغير التابع الأول (y_1).

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة (ف) المحسوبة	P.Value
المتغير المستقل الأول (x_1)	1.740	1	1.740	16.769	0.001
المتغير المستقل الثاني (x_2)	0.760	1	0.760	7.327	0.015
الخطأ	1.765	17	0.104	**	**
الإجمالي	4.265	19	**	**	**

التعليق:

يلاحظ من جدول تحليل التباين:

أ. معنوية تـأثير المتغير المستقل الأول (x_1) علـى المـتغير التـابع (y_1) حيـث أن P.Value تساوى 0.001 وهى أقل من مـستوي المعنويـة 5٪. وهـذا يعـني أن نوع الجامعة يؤثر على أداء الطلاب (متوسط الدرجات) في مادة الإحصاء.

ب. كذلك المتغير المستقل الثاني (x_2) لـه تـأثير معنـوي علـى المـتغير التـابع (y_1) حيث أن P.Value تساوى 0.015 وهى أقل من مستوي المعنوية 5٪.

2. جدول تحليل التباين لتأثير (x_1, x_2) على المتغير التابع الثاني (y_2):

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة (ف) المحسوبة	P.Value
المتغير المستقل الأول (x_1)	1.301	1	1.301	6.969	0.017
المتغير المستقل الثاني (x_2)	0.612	1	0.612	3.282	0.088
الخطأ	3.172	17	0.187	**	**
الإجمالي	5.085	19	**	**	**

التعليق:

يلاحظ من جدول تحليل التباين:

أ. معنوية تأثير المتغير المستقل الأول (x_1) على المتغير التابع (y_2) حيث أن P.Value تساوى 0.017 وهى أقل من مستوي المعنوية 5٪.

ب. وعدم معنوية تأثير المتغير المستقل الثاني (x_2) على المتغير التابع (y_2) حيث أن P.Value تساوى 0.088 وهى أكبر من مستوي المعنوية 5٪.

3. جدول تحليل التباين لتأثير (x_2, x_1) على المتغير التابع الثالث (y_3):

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة (ف) المحسوبة	P.Value
المتغير المستقل الأول (x_1)	0.421	1	0.421	0.104	0.751
المتغير المستقل الثاني (x_2)	4.900	1	4.900	1.209	0.287
الخطأ	68.885	17	4.052	**	**
الإجمالي	74.206	19	**	**	**

التعليق:

يلاحظ من جدول تحليل التباين:

أ. عدم معنوية تأثير المتغير المستقل الأول (x_1) على المتغير التابع (y_3) حيث أن P.Value تساوى 0.751 وهى أكبر من مستوي المعنوية 5٪.

ب. كذلك عدم معنوية تأثير المتغير المستقل الثـاني (x_2) علـى المـتغير التـابع (y_3) حيث أن P.Value تساوى 0.287 وهى أكبر من مستوي المعنوية 5٪.

الحالة الثانية: في حالة الأخذ في الاعتبار التفاعل (أو التأثير المتبادل) بين المتغيرات المستقلة:

الفروض الإحصائية:

بالإضافة إلى الفروض السابقة، يضاف الفروض الخاصة بالتأثير المتبـادل للمـتغيرات المستقلة على المتغيرات التابعة، كما يلي:

1. **تأثير التفاعل أو التأثير المتبادل على المتغير التابع** (y_1):

الفرض العدمي (H_0): تأثير التفاعل المتبادل بـين المـتغيرات المـستقلة (X_1 , X_2) على متوسط أداء الطلاب في مادة الإحصاء غير معنوي.

الفرض البديل(H_1): تأثير التفاعل المتبـادل بـين المـتغيرات المـستقلة (X_1 , X_2) على متوسط أداء الطلاب في مادة الإحصاء معنوي.

2. **تأثير التفاعل أو التأثير المتبادل على المتغير التابع** (y_2):

الفرض العدمي (H_0): تأثير التفاعل المتبادل بـين المـتغيرات المستقلة (X_1 , X_2) على متوسط أداء الطلاب في مادة الاقتصاد غير معنوي.

الفرض البديل(H_1): تأثير التفاعـل المتبـادل بـين المـتغيرات المـستقلة (X_1 , X_2) على متوسط أداء الطلاب في مادة الاقتصاد معنوي.

3. تأثير التفاعل أو التأثير المتبادل على المتغير التابع (y_3):

الفرض العدمي (H_0): تأثير التفاعل المتبادل بين المتغيرات المستقلة (X_1 , X_2) على متوسط أداء الطلاب في مادة المحاسبة غير معنوي.

الفرض البديل(H_1): تأثير التفاعل المتبادل بين المتغيرات المستقلة (X_1 , X_2) على متوسط أداء الطلاب في مادة المحاسبة معنوي.

ملحوظة هامة:

لو كان عدد المتغيرات المستقلة ثلاثة، في هذه الحالة كنا سنبحث تأثير التفاعل المتبادل لكل من:

أ. التفاعل أو التأثير المتبادل بين X_1 و X_2

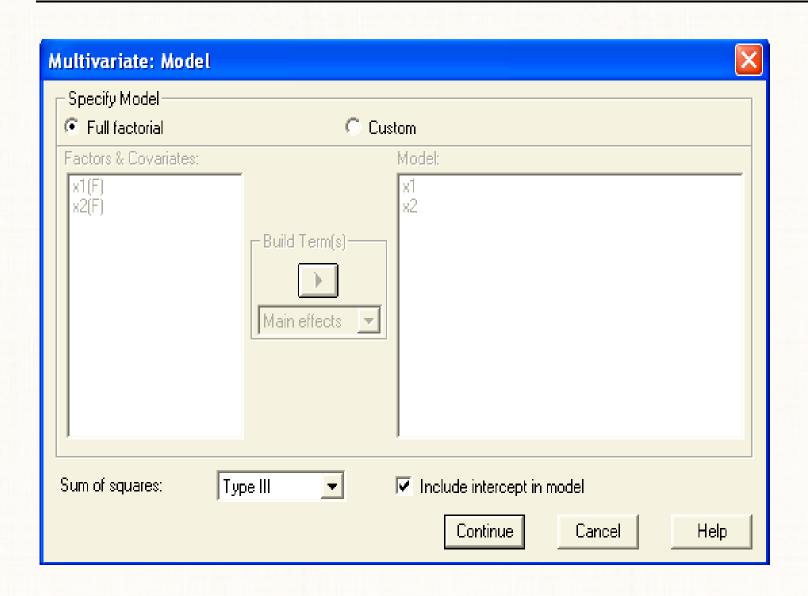
ب. التفاعل أو التأثير المتبادل بين X_1 و X_3

ج. التفاعل أو التأثير المتبادل بين X_3 و X_2

د. التفاعل أو التأثير المتبادل بين X_1 و X_2 و X_3

الخطوات:

نتبع نفس الخطوات السابقة فيما عدا انه في المربع الحواري **:Multivariate Model** سوف نختار الأمر **Full factorial** بدلا من الأمر **Custom**، كما هو موضح بالشكل التالي:



ثم اضغط **Continue**، للعودة للمربع الحواري الأساسي. ثم اضغـط **ok**، سنحـصل علـى النتائج التالية :

Multivariate Tests[b]

Effect		Value	F	Hypothesis df	Error df	Sig.
Intercept	Pillai's Trace	.999	5950.906[a]	3.000	14.000	.000
	Wilks' Lambda	.001	5950.906[a]	3.000	14.000	.000
	Hotelling's Trace	1275.194	5950.906[a]	3.000	14.000	.000
	Roy's Largest Root	1275.194	5950.906[a]	3.000	14.000	.000
x1	Pillai's Trace	.618	7.554[a]	3.000	14.000	.003
	Wilks' Lambda	.382	7.554[a]	3.000	14.000	.003
	Hotelling's Trace	1.619	7.554[a]	3.000	14.000	.003
	Roy's Largest Root	1.619	7.554[a]	3.000	14.000	.003
x2	Pillai's Trace	.477	4.256[a]	3.000	14.000	.025
	Wilks' Lambda	.523	4.256[a]	3.000	14.000	.025
	Hotelling's Trace	.912	4.256[a]	3.000	14.000	.025
	Roy's Largest Root	.912	4.256[a]	3.000	14.000	.025
x1 * x2	Pillai's Trace	.223	1.339[a]	3.000	14.000	.302
	Wilks' Lambda	.777	1.339[a]	3.000	14.000	.302
	Hotelling's Trace	.287	1.339[a]	3.000	14.000	.302
	Roy's Largest Root	.287	1.339[a]	3.000	14.000	.302

a. Exact statistic

b. Design: Intercept+x1+x2+x1 * x2

تفريغ النتائج:

نتائج اختبار

Wilks' Lambda

P.Value	ف المحسوبة	إحصائي اختبار Wilks' Lambda	المتغيرات المستقلة
0.003	7.554	0.382	X1
0.025	4.256	0.523	X2
0.302	1.339	0.777	التأثير المتبادل X_1*X_2

التعليق:

من البيانات الموجودة في هذا الجدول: نجد أن قيمة P.Value أقل من مستوى المعنوية (0.05) للمتغيرات المستقلة (X_2, X_1) . وبالتالي من المتوقع أن يكون لكل من هذين المتغيرين تأثير معنوي على واحد أو أكثر من المتغيرات التابعة. في حين أن التأثير المتبادل كان غير معنويا حيث أن قيمة P.Value أكبر من مستوى المعنوية (0.05).

Tests of Between-Subjects Effects

Source	Dependent Variable	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	Y1	2.501[a]	3	.834	7.563	.002
	Y2	2.457[b]	3	.819	4.987	.012
	Y3	9.282[c]	3	3.094	.762	.531
Intercept	Y1	920.724	1	920.724	8351.243	.000
	Y2	1735.384	1	1735.384	10565.507	.000
	Y3	309.684	1	309.684	76.319	.000
X1	Y1	1.741	1	1.740	15.787	.001
	Y2	1.301	1	1.301	7.918	.012
	Y3	.421	1	.421	.104	.752
X2	Y1	.761	1	.760	6.898	.018
	Y2	.612	1	.612	3.729	.071
	Y3	4.900	1	4.900	1.208	.288
X1 * X2	Y1	5.000E-04	1	5.000E-04	.005	.947
	Y2	.544	1	.544	3.315	.087
	Y3	3.960	1	3.960	.976	.338
Error	Y1	1.764	16	.110		
	Y2	2.628	16	.164		
	Y3	64.924	16	4.058		
Total	Y1	924.990	20			
	Y2	1740.470	20			
	Y3	383.890	20			
Corrected Total	Y1	4.265	19			
	Y2	5.085	19			
	Y3	74.206	19			

a. R Squared = .586 (Adjusted R Squared = .509)

b. R Squared = .483 (Adjusted R Squared = .386)

c. R Squared = .125 (Adjusted R Squared = -.039)

من خلال البيانات الواردة في هذا الجدول سوف يتم تكوين نفس جداول تحليل التباين الثلاثة السابقة، مع إضافة مصدر التباين الخاص بالتأثير المتبادل للمتغيرات المستقلة في كل جدول كما يلي:

4. جدول تحليل التباين لتأثير (x_1 ,x_2) على المتغير التابع الأول (y_1).

ملحوظة هامة:

سوف تجد هناك اختلاف بين القيم الموجودة في جدول تحليل التباين الذي أعددناه والقيم المقابلة لها في جدول المخرجات، والسبب في ذلك يرجع إلى عمليات التقريب. ويمكنك معرفة القيم الأصلية بدون تقريب من خلال النقر المزدوج فوق أي رقم من الأرقام الموجودة في صفحة المخرجات.

P.Value	قيمة (ف) المحسوبة	متوسط المربعات	درجات الحرية	مجموع المربعات	مصدر التباين
0.001	15.787	1.7405	1	1.7405	المتغير المستقل الأول (x_1)
0.018	6.898	0.7605	1	0.7605	المتغير المستقل الثاني (x_2)
0.947	0.005	0.0005	1	0.0005	التأثير المتبادل بين (x_2, x_1)
**	**	0.11025	16	1.764	الخطأ
**	**	**	17	4.2655	الإجمالي

التعليق::يلاحظ من جدول تحليل التباين:

أ. معنوية تأثير كل من المتغير المستقل الأول (x_1) والمتغير المستقل الثاني (x_2) على المتغير التابع (y_1) حيث أن P.Value في الحالتين أقل من مستوي المعنوية 5٪. وهذا يعني أن نوع الجامعة والجنس (النوع) يؤثران على أداء الطلاب (متوسط الدرجات) في مادة الإحصاء.

ب. كذلك يوضح الجدول السابق –أيضا– عدم معنوية التفاعل أو التأثير المتبادل بين (x_2, x_1) على المتغير التابع (y_1) حيث أن P.Value تساوى 0.947 وهى أكبر من مستوي المعنوية 5٪.

5. جدول تحليل التباين لتأثير (x_2, x_1) على المتغير التابع الثاني (y_2):

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة (ف) المحسوبة	P.Value
المتغير المستقل الأول (x_1)	1.3005	1	1.3005	7.918	0.012
المتغير المستقل الثاني (x_2)	0.6125	1	0.6125	3.729	0.071
التأثير المتبادل بين (x_2, x_1)	0.5445	1	0.5445	3.315	0.087
الخطأ	2.628	16	0.16425	**	**
الإجمالي	5.0855	19	**	**	**

التعليق:

يلاحظ من جدول تحليل التباين:

أ. معنوية تأثير المتغير المستقل الأول (x_1) على المتغير التابع (y_1) حيث أن P.Value في الحالتين أقل من مستوي المعنوية 5٪. وهذا يعني أن نوع الجامعة يؤثر على أداء الطلاب (متوسط الدرجات) في مادة الاقتصاد.

ب. كذلك يوضح الجدول السابق –أيضا– عدم معنوية كل من والمتغير المستقل الثاني (x_2) التفاعل أو التأثير المتبادل بين (x_2, x_1) على المتغير التابع (y_1) حيث أن P.Value في الحالتين كانت أكبر من مستوي المعنوية 5٪.

6. جدول تحليل التباين لتأثير (x_2, x_1) على المتغير التابع الثالث (y_3):

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة (ف) المحسوبة	P.Value
المتغير المستقل الأول (X_1)	0.4205	1	0.4205	0.1036	0.752
المتغير المستقل الثاني (X_2)	4.9005	1	4.9005	1.2077	0.288
التأثير المتبادل بين (X_2, X_1)	3.9605	1	3.9605	0.9760	0.338
الخطأ	64.924	16	4.05775	**	**
الإجمالي	74.2055	19	**	**	**

التعليق:

يلاحظ من جدول تحليل التباين:

عدم معنوية تأثير كل المتغيرات سواء المتغير المستقل الأول (X_1) أو والمتغير المستقل الثاني (X_2) أو التأثير المتبادل بين المتغيرات المستقلة (X_2, X_1) على المتغير التابع الثالث (y_3)، حيث أن قيمة P.Value في الحالات الثلاثة كانت أكبر من مستوى المعنوية 5٪.

غني عن البيان أنه: في حالة وجود متغير واحد مستقل لن يكون هناك وجود لما يسمي بالتأثير المتبادل.

الفصل الرابع

تحليل التغاير الأحادي

Analysis of Covariance
(ANCOVA)

الفصل الرابع
تحليل التغاير الاحادي
Analysis of Covariance
(ANCOVA)

مقدمة :

كما سبق وأن أشرنا، أن تحليل التغاير الأحادي ANCOVA هو نفسه تحليل التباين الأحادي ANOVA (سواء في اتجاه واحد أو اثنين أو أكثر). أي أننا ندرس العلاقة بين متغير واحد تابع، و واحد أو أكثر من المتغيرات المستقلة ولكن مع اختلاف واحد وهو أنه في تحليل ANCOVA يتم استبعاد أثر متغير ما (أو أكثر) من المتغيرات ذات العلاقة مع المتغير التابع [1].

مثال عملي:

باستخدام البيانات الواردة في الجدول الموجود في الصفحة التالية، **المطلوب**: المقارنة بين أداء الطلاب في الجامعات الثلاثة في مادة الرياضيات، بعد استبعاد أثر متغير الذكاء، وذلك عند مستوى معنوية 5٪ .

---

[1] يسمى هذه المتغير بالمتغير الحاكم Control Variable، وأحيانا يسمى بـ Covariates

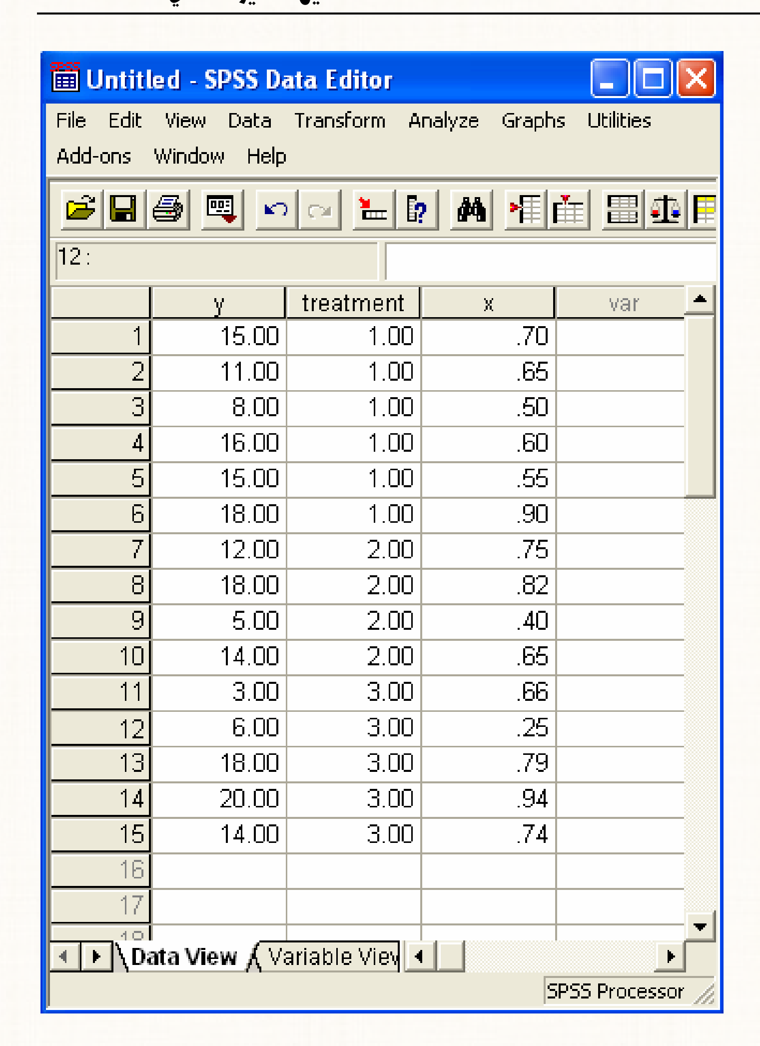
جامعة الإسكندرية		جامعة جنوب الوادي		جامعة القاهرة	
درجات مادة الرياضيات (Y)	مستوى الذكاء (x)	درجات مادة الرياضيات (Y)	مستوى الذكاء (x)	درجات مادة الرياضيات (Y)	مستوى الذكاء (x)
3	0.66	12	0.75	15	0.70
6	0.25	18	0.82	11	0.65
18	0.79	5	0.40	8	0.50
20	0.94	14	0.65	16	0.60
14	0.74	*	*	15	0.55
*	*	*	*	18	0.90

الفروض الإحصائية:

الفرض العدمي: لا توجد فروق معنوية ذات دلالة إحصائية بين مستوى أداء الطلاب في مادة الرياضيات في الجامعات الثلاثة بعد استبعاد أثر مستوى الذكاء.

الفرض البديل: توجد فروق معنوية ذات دلالة إحصائية بين مستوى أداء الطلاب في مادة الرياضيات في الجامعات الثلاثة بعد استبعاد أثر مستوى الذكاء.

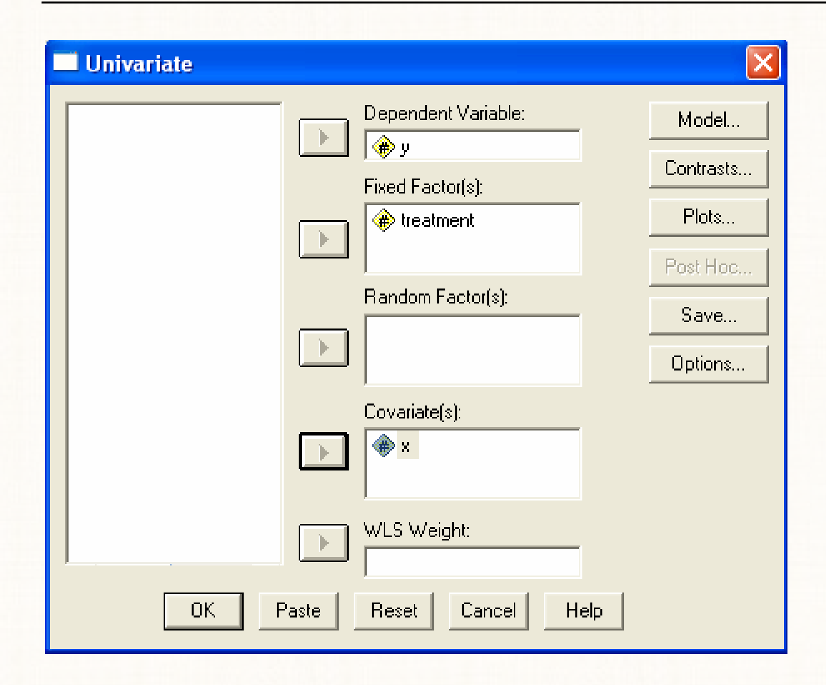
إدخال البيانات:



	y	treatment	x	var
1	15.00	1.00	.70	
2	11.00	1.00	.65	
3	8.00	1.00	.50	
4	16.00	1.00	.60	
5	15.00	1.00	.55	
6	18.00	1.00	.90	
7	12.00	2.00	.75	
8	18.00	2.00	.82	
9	5.00	2.00	.40	
10	14.00	2.00	.65	
11	3.00	3.00	.66	
12	6.00	3.00	.25	
13	18.00	3.00	.79	
14	20.00	3.00	.94	
15	14.00	3.00	.74	
16				
17				

خطوات تنفيذ الاختبار

أ) افتح قائمة **Analyze**، ومن القائمة الفرعية لـ **Linear Model GLM** اختر .. **Univariate** ، سوف يظهر لك المربع الحواري التالي:



في المربع الحواري الذي أمامك:

- أدخل المتغير التابع [y] في المربع الذي بعنوان **Dependent Variable:** .
- ثم قم بإدخال المتغير المستقل **Treatment** في المربع الذي بعنوان **Fixed Factor(s):**.
- ثم أدخل المتغير [X] في المربع الذي بعنوان **Covariate(s)**.

2) ثم اضغط **Ok**، سنحصل على النتائج التالية:

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: y

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	228.156[a]	3	76.052	5.309	.017
Intercept	2.225	1	2.225	.155	.701
x	218.806	1	218.806	15.274	.002
treatment	14.503	2	7.251	.506	.616
Error	157.578	11	14.325		
Total	2869.000	15			
Corrected Total	385.733	14			

a. R Squared = .591 (Adjusted R Squared = .480)

من الجدول الذي أمامك، نقوم بإعداد الجدول التالي:

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة (ف) المحسوبة	P.Value
المعالجات	14.503	2	7.521	0.506	0.616
الخطأ	157.578	11	14.325	٭	٭
الإجمالي	172.081	13	٭	٭	٭

التعليق:

يتضح من الجدول السابق: عدم معنوية الفروق بين أداء الطلاب في الجامعات الثلاثة في مادة الرياضيات وبعد استبعاد أثر مستوى الذكاء بين الطلاب حيث أن P.Value تساوي 0.616 وهي أكبر من مستوى المعنوية 0.05، إذا القرار هو قبول الفرض العدمي.

ملحوظة :

المثال الذي كنا بصدده الآن قد تناول تحليل التغاير الأحادي في اتجاه واحد One-Way ANCOVA حيث كان لدينا متغير واحد مستقل. و بإتباع نفس الأسلوب والخطوات يستطيع القارئ أن يقوم بنفسه بتنفيذ باقي الحالات الأخرى لتحليل التغاير الأحادي وهما :

- Two-Way ANCOVA
- N-Way ANCOVA

الفصل الخامس

تحليل التغاير المتعدد

Multivariate Analysis of Covariance (MANCOVA)

الفصل الخامس

تحليل التغاير المتعدد

Multivariate Analysis of Covariance

(MANCOVA)

مقدمة:

تحليل التغاير المتعدد MANCOVA هو نفسه تحليل التباين المتعدد MANOVA (سواء في اتجاه واحد أو اثنين أو أكثر من اثنين)، ولكن مع اختلاف واحد وهو أنه في تحليل MANCOVA يتم استبعاد أثر متغير ما (أو أكثر) من المتغيرات ذات العلاقة مع المتغيرات التابعة[1].

مثال:

من البيانات الواردة في الجدول التالي، المطلوب: دراسة مدى تأثير نوع ملكية الجامعة على مستوى أداء الطلاب في مادتي المحاسبة والإحصاء بفرض استبعاد أثر متوسط عدد الساعات اليومية التي يقضيها كل طالب في المذاكرة، وذلك عند مستوى معنوية 5٪ .

---

[1] يسمى هذه المتغير بالمتغير الحاكم Control Variable، وأحيانا يسمى بـ Covariates

الجامعات الحكومية			الجامعات الخاصة		
متوسط عدد ساعات المذاكرة	درجات مادة المحاسبة	درجات مادة الإحصاء	متوسط عدد ساعات المراجعة	درجات مادة المحاسبة	درجات مادة الإحصاء
5	15	13	3	11	16
6	18	7	4	13	12
4	10	16	2	17	5
7	11	14	1	6	7
6	7	18	4	2	3
4	14	6	3	7	11
2	6	15	2	4	14
4	4	14	2	17	8

الفروض الإحصائية:

1. **تأثير المتغير المستقل (x_1) على المتغير التابع (y_1):**

الفرض العدمي (**H_0**): تأثير نوع ملكية الجامعة على متوسط أداء الطلاب في مادة المحاسبة غير معنوي.

الفرض البديل(H_1): تأثير نوع الجامعة على متوسط أداء الطلاب في مادة المحاسبة معنوي.

2. تأثير المتغير المستقل (x_1) على المتغير التابع (y_2):

الفرض العدمي (H_0): تأثير نوع ملكية الجامعة على متوسط أداء الطلاب في مادة الإحصاء غير معنوي.

الفرض البديل(H_1): تأثير نوع ملكية الجامعة على متوسط أداء الطلاب في مادة الإحصاء معنوي.

إدخال البيانات:

Untitled - SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

11 :

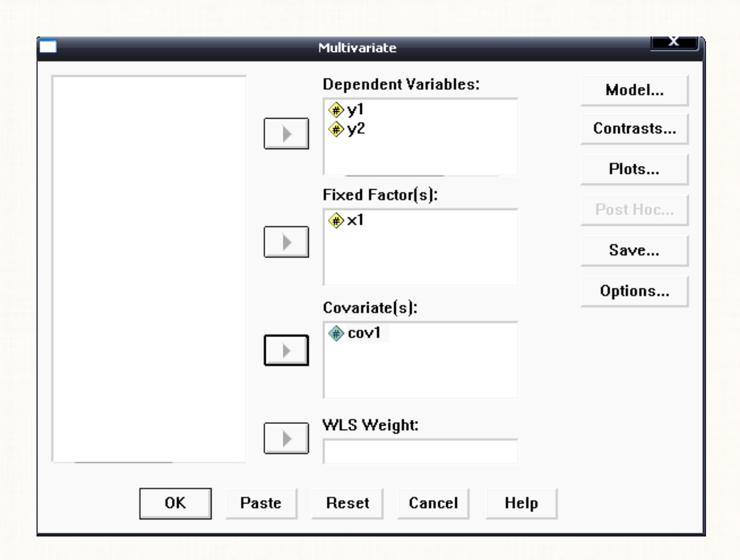
	y1	y2	x1	cov1	var
1	15.00	13.00	1.00	5.00	
2	18.00	7.00	1.00	6.00	
3	10.00	16.00	1.00	4.00	
4	11.00	14.00	1.00	7.00	
5	7.00	18.00	1.00	6.00	
6	14.00	6.00	1.00	4.00	
7	6.00	15.00	1.00	2.00	
8	4.00	14.00	1.00	4.00	
9	11.00	16.00	2.00	3.00	
10	13.00	12.00	2.00	4.00	
11	17.00	5.00	2.00	2.00	
12	6.00	7.00	2.00	1.00	
13	2.00	3.00	2.00	4.00	
14	7.00	11.00	2.00	3.00	
15	4.00	14.00	2.00	2.00	
16	17.00	8.00	2.00	2.00	
17					
18					

Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

خطوات تنفيذ الاختبار:

أ) افتح قائمة **Analyze**، ومن القائمة الفرعية لـ **Linear Model GLM** اختر الأمر .. **Multivariate** ، سوف يظهر لك المربع الحواري التالي:



في المربع الحواري الذي أمامك:

- قم بنقل المتغيرات التابعة (**y1 , y2**) إلى المربع الذي بعنوان **Dependent Variables:** .
- ثم قم بنقل المتغير المستقل [**x1**] إلى المربع الذي بعنوان **Fixed Factor(s):**.
- ثم أنقل المتغير **cov1** إلى المربع الذي بعنوان **Covariate(s):**

2) ثم اضغط **ok** ، سنحصل على النتائج التالية :

Tests of Between-Subjects Effects

Source	Dependent Variable	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	Y1	14.247[a]	2	7.123	.240	.790
	Y2	45.565[b]	2	22.782	1.110	.359
Intercept	Y1	101.200	1	101.200	3.413	.088
	Y2	207.813	1	207.813	10.123	.007
COV1	Y1	10.247	1	10.247	.346	.567
	Y2	2.463E-03	1	2.463E-03	.000	.991
X1	Y1	.287	1	.287	.010	.923
	Y2	26.287	1	26.287	1.281	.278
Error	Y1	385.503	13	29.654		
	Y2	266.873	13	20.529		
Total	Y1	2040.000	16			
	Y2	2315.000	16			
Corrected Total	Y1	399.750	15			
	Y2	312.437	15			

a. R Squared = .036 (Adjusted R Squared = -.113)

b. R Squared = .146 (Adjusted R Squared = .014)

يتضح من نتائج هذا الجدول عدم معنوية تأثير المتغير المستقل على المتغيرات التابعة (y1, y2) حيث أن قيمة **P.Value** في الحالتين كانت أكبر من مستوى المعنوية 5٪.

الفصل السادس

تحليل الارتباط
Correlation Analysis

الفصل السادس

تحليل الارتباط

Correlation Analysis

مقدمة:

يستخدم تحليل الارتباط في تقدير درجة الارتباط الخطي (مدى وجود علاقة خطية) بين متغيرين، واتجاه هذه العلاقة. وتتراوح قيمة معامل الارتباط بين (+1) , (–1)، والإشارة الموجبة (+) تعنى أن العلاقة طردية، أما الإشارة السالبة (–) فتعنى أن العلاقة عكسية بين المتغيرين.

بصفة عامة، يقدم برنامج SPSS ثلاثة مقاييس لمعامل الارتباط:

1. **معامل ارتباط بيرسون** Pearson: من المقاييس المعلمية التي يستخدم في حالة المتغيرات الكمية.
2. **معامل ارتباط سبيرمان للرتب** Spearman's rho : من المقاييس اللامعلمية التي تستخدم في حالة المقاييس الترتيبية.
3. **معامل كندال للرتب** Kendall's tau: كما هو الحال في معامل ارتباط سبيرمان.

اختبار معنوية معامل الارتباط:

1. **في حالة الاختبار من طرفين:**

$H_0 : \rho = 0$
$H_1 : \rho \neq 0$

ويمكن صياغة الفروض الإحصائية السابقة بشكل آخر كما يلي:

الفرض العدمي (H_0): معامل الارتباط الخطي بين الدخل والاستهلاك غير معنوي.

الفرض البديل (H_1): معامل الارتباط الخطي بين الدخل والاستهلاك معنوي.

2. **في حالة الاختبار من طرف واحد:**

أ. **إذا كانت إشارة معامل الارتباط موجبة: فإن البرنامج يقوم باختبار الفروض التالية:**

$H_0 : \rho \leq 0$
$H_1 : \rho \succ 0$

ب. **أما إذا كانت إشارة معامل الارتباط سالبة: فإن البرنامج يقوم باختبار الفروض التالية:**

$H_0 : \rho \geq 0$
$H_1 : \rho \prec 0$

مثال [1]: من البيانات المتوافرة في الجدول التالي:

المطلوب:

أ- **حساب معامل ارتباط بيرسون بين كل من الدخل والادخار.**

ب-   اختبار معنوية معامل الارتباط:

o   في حالة الاختبار من طرفين.

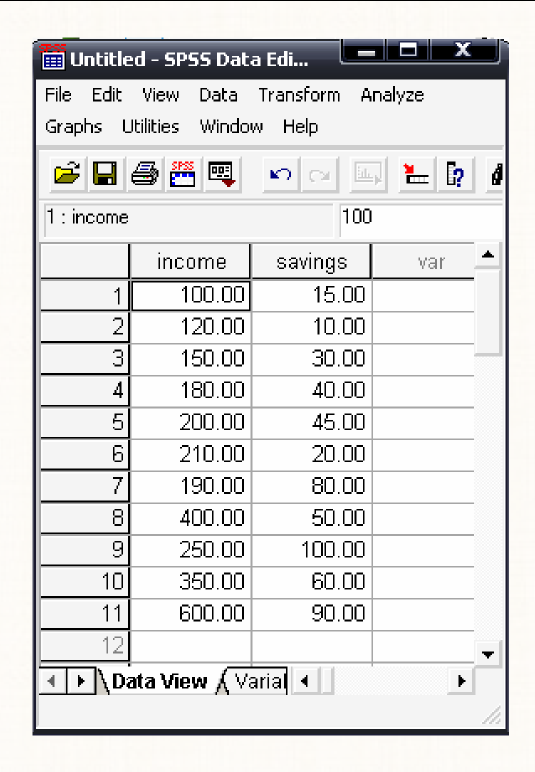
o   في حالة الاختبار من طرف واحد.

وذلك عند مستوى معنوية 5 ٪ .

الادخار	الدخل
15	100
10	120
30	150
40	180
45	200
20	210
80	190
50	400
100	250
60	350
90	600

إدخال البيانات:

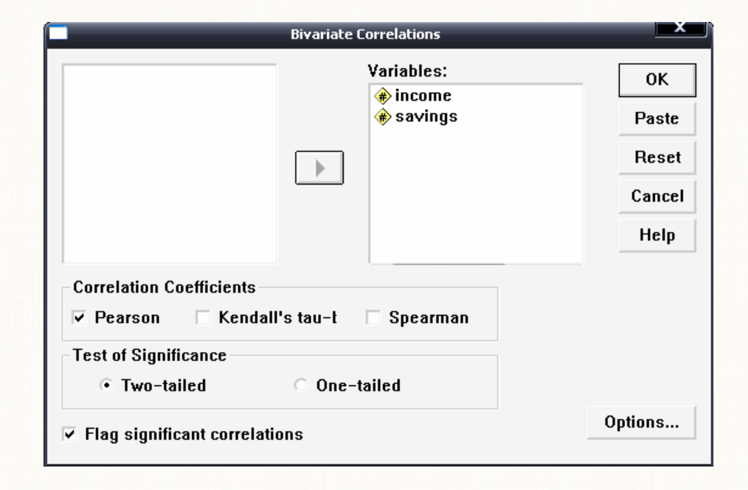
يتم إدخال البيانات كما يلي:



الخطوات:

أولا: في حالة الاختبار من طرفين:

أ) افتح قائمة **Analyze**، ومن القائمة الفرعية لـ **Correlate** اختر **Bivariate** .. سوف يظهر لك المربع الحواري التالي:



في المربع الحواري الذي أمامك: قم بما يلي:

أ- انقل كل من (income, savings) إلى المربع الذي بعنوان Variables: .

ب- أن الاختيار الافتراضي لمعامل الارتباط هو معامل ارتباط بيرسون Pearson (سنتركه كما هو).

ج- كما أن الاختيار الافتراضي لاختبار المعنوية هو الاختبار من طرفين Two-tailed (أيضا سنتركه كما هو).

2) ثم اضغط Ok، سوف تظهر لك النافذة الخاصة بمخرجات هذا الاختبار.

Correlations

		INCOME	SAVINGS
INCOME	Pearson Correlation	1.000	.617*
	Sig. (2-tailed)	.	.043
	N	11	11
SAVINGS	Pearson Correlation	.617*	1.000
	Sig. (2-tailed)	.043	.
	N	11	11

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

تفريغ النتائج والتعليق عليها:

معامل الارتباط	p-value
0.617	0.043

يتضح لنا من الجدول السابق : أن هناك ارتباط طردي بين الدخل والاستهلاك (+0.617).
كما يلاحظ – أيضا – أن قيمة P.Value تساوى 0.043 أي 4.3٪، وهى أقل من مستوى المعنوية 5 ٪، وبالتالي فإننا نرفض الفرض العدمي ونقبل الفرض البديل القائل بأن علاقة الارتباط بين المتغيرين (الدخل والاستهلاك) تختلف عن الصفر أي أن علاقة الارتباط معنوية.

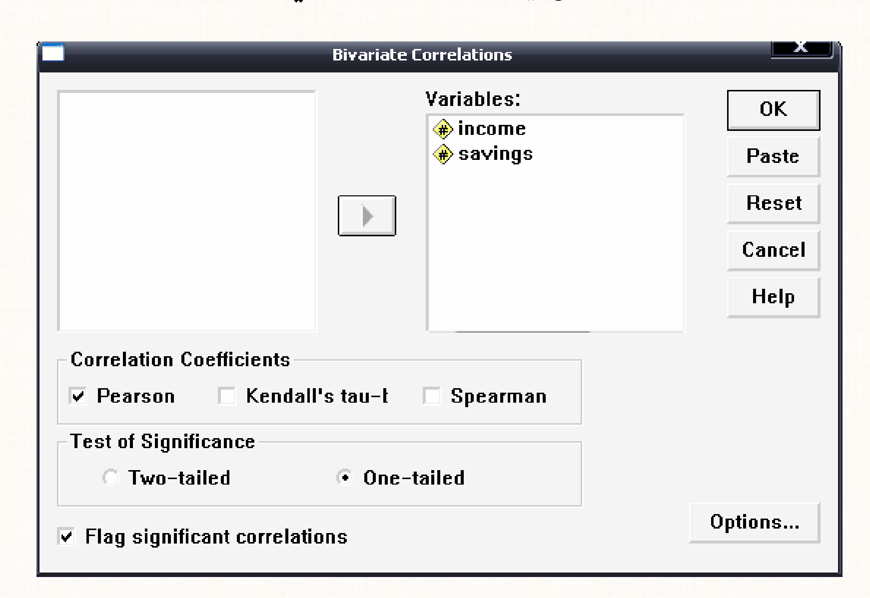
ثانيا: في حالة الاختبار من طرف واحد:

يلاحظ أن إشارة معامل الارتباط في هذا المثال موجبة، إذا الفروض الإحصائية في حالة الاختبار من طرف واحد ستكون على الشكل التالي:

$$H_0 : \rho \leq 0$$
$$H_1 : \rho \succ 0$$

الخطوات:

أ) نتبع نفس الخطوات السابقة فيما عدا أنه يتم اختيار One – tailed بدلا من Two – tailed كما هو موضح في المربع الحواري التالي:



2) ثم نضغط **Ok**، سوف تظهر لك النافذة الخاصة بمخرجات هذا الاختبار.

Correlations

		INCOME	SAVINGS
INCOME	Pearson Correlation	1.000	.617*
	Sig. (1-tailed)	.	.021
	N	11	11
SAVINGS	Pearson Correlation	.617*	1.000
	Sig. (1-tailed)	.021	.
	N	11	11

*. Correlation is significant at the 0.05 level (1-tailed).

تفريغ النتائج والتعليق:

p-value	معامل الارتباط
0.021	**0.617**

يتضح لنا من الجدول السابق: أن قيمة **P.Value** تساوى **0.021** أي **2.1**٪، وهى أقل من مستوى المعنوية **5** ٪، وبالتالي فإننا نرفض الفرض العدمي ونقبل الفرض البديل القائل بأن معامل الارتباط بين المتغيرين (الدخل والاستهلاك) أكبر من الصفر.

مثال [2]

فيما يلي بيان بالتقديرات الخاصة بعشرة طلاب الفرقة الثانية كلية التجارة بجامعة عين شمس، في مادتي المحاسبة والإحصاء:

تقديرات مادة المحاسبة	تقديرات مادة الإحصاء
جيد	مقبول
مقبول	مقبول
جيد جدا	ضعيف جدا
ضعيف	جيد جدا
جيد	مقبول
جيد	جيد
ممتاز	مقبول
ضعيف جدا	جيد جدا
مقبول	مقبول
جيد	مقبول

المطلوب:

أ- حساب معامل ارتباط سبيرمان للرتب.

ب- اختبار معنوية معامل الارتباط (يكتفي بالاختبار من طرفين فقط).

وذلك عند مستوى معنوية 5٪ .

في البداية يتم تكويد التقديرات السابقة كما يلي:

التقدير	ممتاز	جيد جدا	جيد	مقبول	ضعيف	ضعيف جدا
الكود	6	5	4	3	2	1

إدخال البيانات:

Untitled - SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

11 : stat

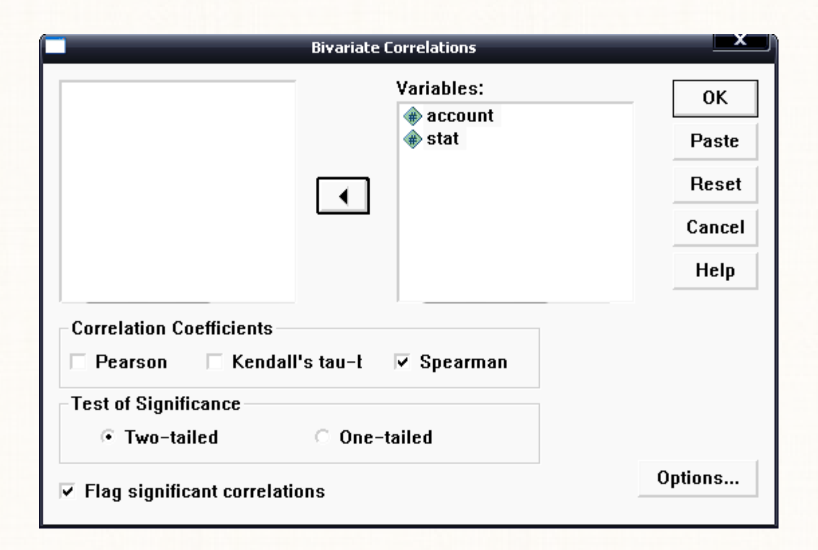
	account	stat	var	var	var
1	4.00	3.00			
2	3.00	3.00			
3	5.00	1.00			
4	2.00	5.00			
5	4.00	3.00			
6	4.00	4.00			
7	6.00	3.00			
8	1.00	5.00			
9	3.00	3.00			
10	4.00	3.00			
11					
12					

Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

الخطوات:

أ) افتح قائمة **Analyze**، ومن القائمة الفرعية لـ **Correlate** اختر **Bivariate ..**، سوف يظهر لك المربع الحواري التالي:



في المربع الحواري الذي أمامك: قم بما يلي:

أ- انقل كل من (account, stat) إلى المربع الذي بعنوان Variables: .

ب- قم بتعطيل الاختيار Pearson .(لأننا لا نريد إظهار نتائج اختبار بيرسون)

ج- ثم قم بتنشيط الاختيار Spearman

د- والاختيار الافتراضي لاختبار المعنوية الاختبار من طرفين Two-tailed نتركه كما هو نشطا.

2) ثم اضغط Ok ، سوف تظهر لك النافذة الخاصة بمخرجات هذا الاختبار.

Nonparametric Correlations

Correlations

			ACCOUNT	STAT
Spearman's rho	ACCOUNT	Correlation Coefficient	1.000	-.692*
		Sig. (2-tailed)	.	.027
		N	10	10
	STAT	Correlation Coefficient	-.692*	1.000
		Sig. (2-tailed)	.027	.
		N	10	10

*. Correlation is significant at the .05 level (2-tailed).

تفريغ النتائج والتعليق:

معامل الارتباط	p-value
0.692 -	0.027

يتضح لنا من الجدول السابق:

أن هناك ارتباط عكسي بين درجات مادتي المحاسبة والإحصاء (-0.692). كما يلاحظ – أيضا – أن قيمة **P.Value** تساوى **0.027** أي **2.7**٪، وهى أقل من مستوى المعنوية **5**٪، وبالتالي فإننا نرفض الفرض العدمي ونقبل الفرض البديل – أي أن علاقة الارتباط معنوية.

مصفوفة الارتباط Correlation Matrix

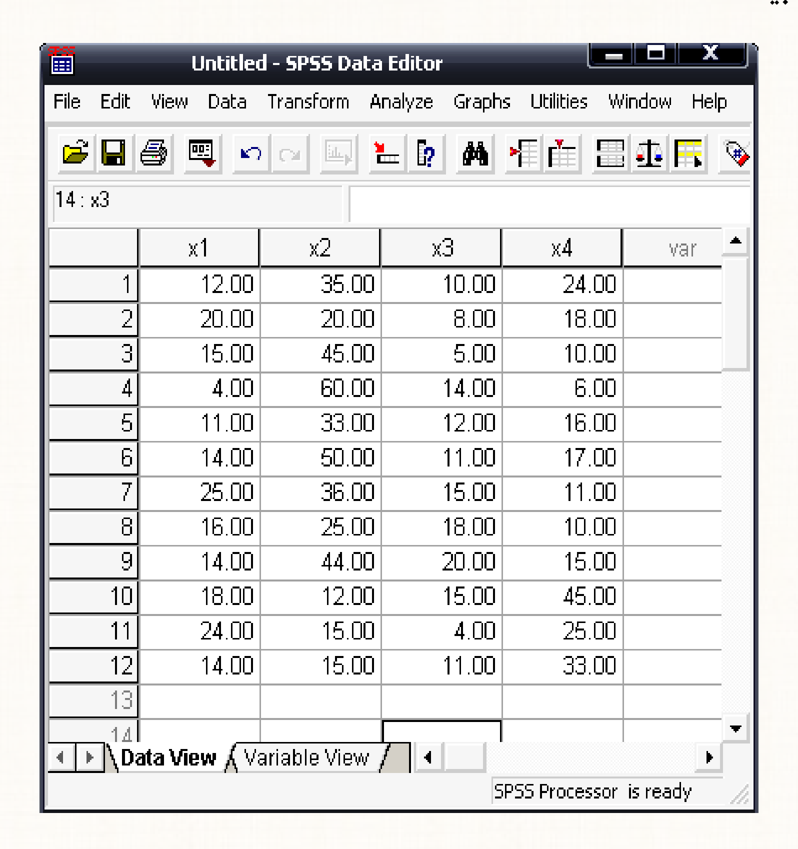
هي مصفوفة تتضمن معاملات ارتباط لأكثر من متغيرين.

مثال [3]:

المطلوب إعداد مصفوفة الارتباط للمتغيرات التالية:

X4	X3	X2	X1
24	10	35	12
18	8	20	20
10	5	45	15
6	14	60	4
16	12	33	11
17	11	50	14
11	15	36	25
10	18	25	16
15	20	44	14
45	15	12	18
25	4	15	24
33	11	15	14

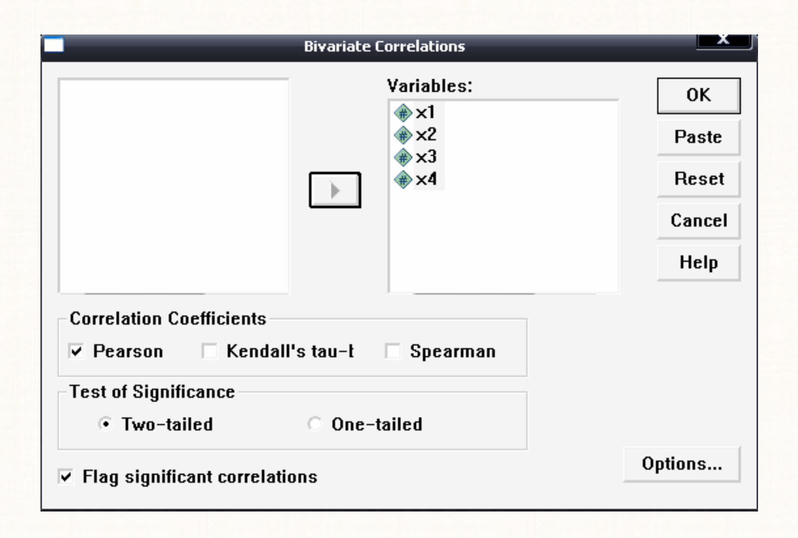
إدخال البيانات:



	x1	x2	x3	x4	var
1	12.00	35.00	10.00	24.00	
2	20.00	20.00	8.00	18.00	
3	15.00	45.00	5.00	10.00	
4	4.00	60.00	14.00	6.00	
5	11.00	33.00	12.00	16.00	
6	14.00	50.00	11.00	17.00	
7	25.00	36.00	15.00	11.00	
8	16.00	25.00	18.00	10.00	
9	14.00	44.00	20.00	15.00	
10	18.00	12.00	15.00	45.00	
11	24.00	15.00	4.00	25.00	
12	14.00	15.00	11.00	33.00	
13					
14					

الخطوات:

أ) افتح قائمة **Analyze**، ومن القائمة الفرعية لـ **Correlate** اختر **Bivariate ..**، سوف يظهر لك المربع الحواري التالي:



في المربع الحواري الذي أمامك:

أ- قم بنقل المتغيرات (X1 , X 2 , X 3 , X 4) إلى المربع الذي بعنوان **Variables**.

ب- ثم قم بتنشيط الاختيار **Person** فقط ، وهذا يعني أن معاملات الارتباط التي ستظهر في المصفوفة هي معاملات ارتباط بيرسون.

ج- كما أننا سنترك الاختيار **Two-tailed** كما نشطا، وهذا معناه – أيضا – أن قيمة **P.Value** (أو **Sig.**) التي ستظهر في المصفوفة ستكون لاختبار المعنوية من طرفين.

2) ثم اضغط **OK** . سوف تحصل على النتائج الموضحة في نافذة المخرجات **Output** التالية :

Correlations

		X1	X2	X3	X4
X1	Pearson Correlation	1.000	-.594*	-.225	.241
	Sig. (2-tailed)	.	.042	.483	.450
	N	12	12	12	12
X2	Pearson Correlation	-.594*	1.000	.181	-.728**
	Sig. (2-tailed)	.042	.	.573	.007
	N	12	12	12	12
X3	Pearson Correlation	-.225	.181	1.000	-.103
	Sig. (2-tailed)	.483	.573	.	.750
	N	12	12	12	12
X4	Pearson Correlation	.241	-.728**	-.103	1.000
	Sig. (2-tailed)	.450	.007	.750	.
	N	12	12	12	12

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

تفريغ النتائج :

المتغيرات	قيمة معامل الارتباط	P.Value	القرار
(X1) و (X2)	0.594 –	0.042	معنوي
(X1) و (X3)	0.225 –	0.483	غير معنوي
(X1) و (X4)	0.241	0.450	غير معنوي
(X2) و (X3)	0.181	0.573	غير معنوي
(X2) و (X4)	0.728 –	0.007	معنوي
(X3) و (X4)	0.103 –	0.750	غير معنوي

التعليق:

يلاحظ من الجدول السابق معنوية معامل الارتباط بين (X1) و (X2) وبين (X2) و (X4) حيث أن قيمة P.Value في الحالتين أقل من 5٪، فيما عدا ذلك كانت P.Value لجميع معاملات الارتباط أكبر من مستوى المعنوية 5 ٪ ، مما يعنى أن علاقات الارتباط بين هذه المتغيرات غير معنوية.

الارتباط الجزئي Partial Correlation

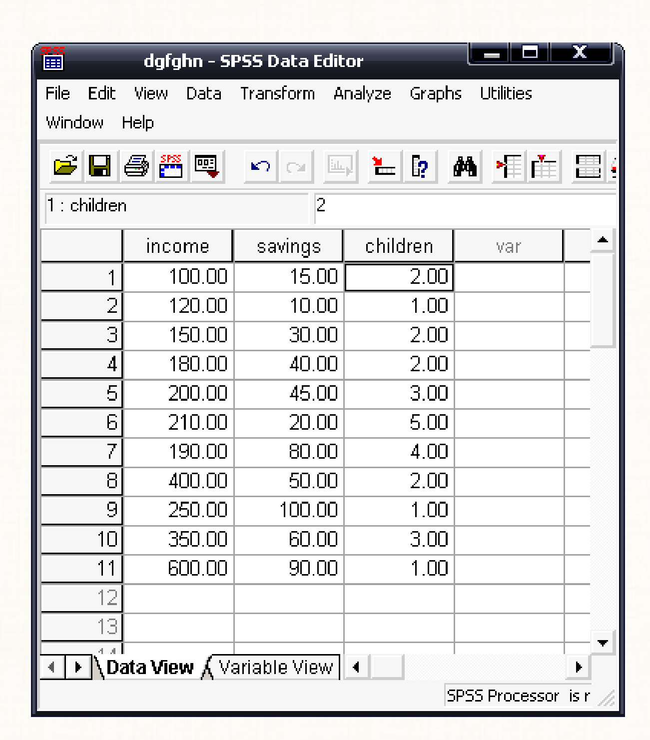
يقصد بالارتباط الجزئي: هو الارتباط بين متغيرين (أو أكثر) مع استبعاد أثر متغير (أو أكثر). ويرجع السبب في استخدام الارتباط الجزئي إلى أن وجود علاقة ارتباط معنوية بين متغيرين قد يكون بسبب ارتباطهما وتأثرهما بمتغير آخر، بحيث بعد استبعاد أثر هذا المتغير قد نحصل على درجة ارتباط مختلفة عنه في حالة عدم استبعاده، ليس هذا فحسب بل يمكن أن تصبح العلاقة غير معنوية.

مثال (4):

من نفس بيانات المثال رقم (1) : المطلوب حساب معنوية معامل الارتباط بين الدخل والادخار مع الأخذ في الاعتبار أثر متغير عدد الأبناء في الأسرة (الارتباط الجزئي).

عدد الأبناء في الأسرة	الادخار	الدخل
2	15	100
1	10	120
2	30	150
2	40	180
3	45	200
5	20	210
4	80	190
2	50	400
1	100	250
3	60	350
1	90	600

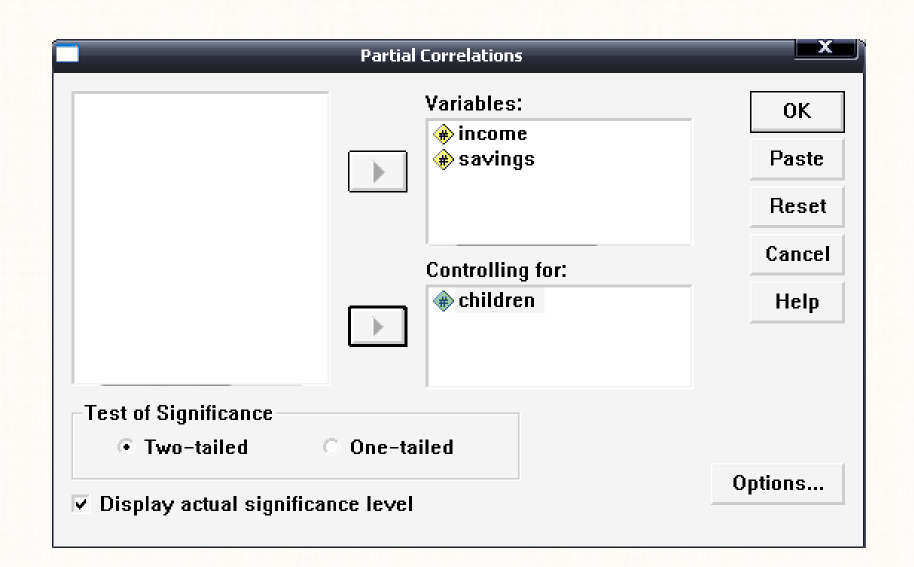
إدخال البيانات:



	income	savings	children	var
1	100.00	15.00	2.00	
2	120.00	10.00	1.00	
3	150.00	30.00	2.00	
4	180.00	40.00	2.00	
5	200.00	45.00	3.00	
6	210.00	20.00	5.00	
7	190.00	80.00	4.00	
8	400.00	50.00	2.00	
9	250.00	100.00	1.00	
10	350.00	60.00	3.00	
11	600.00	90.00	1.00	
12				
13				

الخطوات:

أ) افتح قائمة **Analyze**، ومن القائمة الفرعية لـ **Correlate** اختر **.. Partial**، سوف يظهر لك المربع الحواري التالي:



في المربع الحواري الذي أمامك: قم بما يلي:

أ- انقـل كـل مـن **(income, savings)** إلى المربـع الـذي بعنـوان **Variables:**

ب- ثــم قــم بنقــل المــتغير **children** إلى المربـــع الـــذي بعنـــوان **Controlling for**

2) ثم اضغط **Ok**، سوف تظهر لك النافذة الخاصة بمخرجات هذا الاختبار.

```
- - -  P A R T I A L   C O R R E L A T I O N   C O E F F I C I E N T S

Controlling for..    CHILDREN

                 INCOME     SAVINGS

INCOME           1.0000       .6022
                (     0)    (     8)
                P= .        P= .065

SAVINGS           .6022      1.0000
                (     8)    (     0)
                P= .065     P= .

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)

" . " is printed if a coefficient cannot be computed
```

تفريغ النتائج والتعليق:

معامل الارتباط	p-value
0.6022	0.065

يلاحظ من الجدول السابق: أن قيمة معامل الارتباط الجزئي بين الدخل والادخار – بعد استبعاد أثر متغير عدد الأبناء في الأسرة – أقل من معامل الارتباط في حالة عدم الأخذ في الاعتبار عدد الأبناء، ليس هذا فحسب بل وأصبحت علاقة الارتباط غير معنوية.

ملحوظة أخيرة:

عدم وجود ارتباط خطي بين متغيرين لا يعني بالضرورة عدم وجودة علاقة على الإطلاق بين المتغيرين، لأنه قد يكون هناك علاقة ولكن غير خطية. لذا يتعين على الباحث أن يكون دقيق في التعبير عن شكل العلاقات بين المتغيرات محل الدراسة.

الفصل السابع

تحليل الانحدار الخطى البسيط

Simple Linear Regression Analysis

تحليل الانحدار الخطى البسيط

Simple Linear Regression Analysis

يمكن تقسيم نماذج الانحدار الخطى - حسب عدد المتغيرات المستقلة (التفسيرية) في النموذج - إلى:

- نماذج انحدار بسيطة **Simple Regression Models**
- نماذج انحدار متعددة **Multiple – Regression Models**

النوع الأول: نماذج الانحدار الخطى البسيط:

تتناول هذه النوعية من النماذج العلاقة بين متغير واحد تابع (**Y**) ومتغير واحد مستقل (**X**)، ويأخذ نموذج الانحدار الخطى البسيط الشكل التالي:

$$Y = B_0 + B_1 X$$

النوع الثانى: نماذج الانحدار الخطى المتعدد:

هنا نكون بصدد متغير واحد تابع (Y) وأكثر من متغير مستقل(X's)، ويأخذ نموذج الانحدار المتعدد الشكل التالي:

$$Y = B_0 + B_1 X_1 + B_2 X_2 + B_3 X_3 + \dots\dots\dots + B_k X_k$$

حيث (k) : تمثل عدد المتغيرات المستقلة

خطوات توفيق نموذج انحدار:

للحكم على صلاحية نموذج الانحدار الذي تم توفيقه للعلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية، لابد وأن يتوافر في هذا النموذج مجموعة من الشروط، يمكن تقسيمها إلى:

أولاً: الشروط النظرية:

أ) اتفاق (أو منطقية) إشارات وقيم معاملات الانحدار مع الأساس النظرى الذي يحكم الظاهرة محل الدراسة:

فمثلاً، لو أننا بصدد توفيق نموذج إنحدار للعلاقة بين الدخل والإستهلاك، نجد أن الشروط المفروضة على معالم النموذج – وذلك وفقا لما تقره النظرية الإقتصادية – كما يلى:

أ- أن تكون إشارة معامل الانحدار موجبة وقيمته أقل من الواحد الصحيح. على إعتبار أن معامل الانحدار في هذه الحالة يمثل الميل الحدى للإستهلاك الذي تتراوح قيمته بين الصفر والواحد الصحيح.

ب- كما أن ثابت الانحدار لابد أن يكون قيمته موجبة، حيث يمثل الجزء الثابت من الإستهلاك بصرف النظر عن مستوي الدخل (أي حتى لو كان الدخل يساوى صفر).

ويلاحظ هنا: أن عدم توافر هذه الشروط يجعل نموذج الانحدار الذي تم توفيقه غير سليم من الناحية النظرية.

2) قبول (أو كفاية) القدرة التفسيرية للنموذج:

يقصد **بالقدرة التفسيرية لنموذج الانحدار**: مدى قدرة المتغيرات المستقلة في النموذج على تفسير التغيرات التى تحدث في المتغير التابع، أو بمعنى آخر نسبة التغيرات التى تحدث في المتغير التابع وتعزى إلى المتغيرات المستقلة.

وبصفة عامة، ليس هناك حد فاصل متفق عليه لهذه النسبة. بل هو أمر نسبي وتقديري يتوقف على طبيعة الظاهرة التى تحكم هذه العلاقة. فمثلاً، لو أننا بصدد توفيق نموذج إنحدار لسلوك أحد الكوارث الطبيعية كالزلازل، في هذه الحالة لو أن القدرة التفسيرية للنموذج المقترح تتراوح بين 30٪ و 40٪ يمكن القول بأنه نموذج جيد، في حين أن النسبة 60٪ في ظاهرة أخرى من الظواهر الإقتصادية قد نرى أنها غير كافية.

ثانياً: الشروط الرياضية:

تتضمن :

أ) المعنوية الكلية لنموذج الانحدار :

يقصد بها إختبار الشكل الدالي للعلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية في نموذج الانحدار. وذلك باستخدام اختبار (ف) [F- test].

فمثلا، لو أننا قد إخترنا نموذج الانحدار الخطى لتمثيل العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة ، فإن اختبار المعنوية الكلية: يقصد به الإجابة على السؤال التالي: هل الشكل الدالي المقترح (النموذج الخطى) هو نموذج مقبول لتمثيل العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية أم لا ؟. بحيث أنه في حالة النفي

فإنه يتعين على الباحث محاولة إيجاد نموذج آخر يمكن أن يقدم وصف أفضل للعلاقة بين متغيرات النموذج، كأن يقترح نموذج غير خطى لهذه العلاقة.

كما أن قبول الشكل الدالي المقترح له مدلول آخر: وهو أن هناك معامل واحد على الأقل من معاملات نموذج الانحدار يختلف عن الصفر (معنوي).

2) المعنوية الجزئية للنموذج:

يقصد بها إختبار معنوية معاملات الانحدار لكل متغير من المتغيرات التفسيرية على حده، بالإضافة إلى ثابت الانحدار. وذلك من خلال إختبار ت [(T - test)].

3) مدى توافر شروط الطريقة المستخدمة في تقدير معالم نموذج الانحدار.

يعتبر أشهر هذه الطرق: طريقة المربعات الصغرى العادية OLS. وتتمثل أهم شروط هذه الطريقة في:

أ- اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي Normality Test:

لكى يمكن إستخدام كل من إختبار (ف) وإختبار (ت) ، سواء عند إختبار المعنوية الكلية أو المعنوية الجزئية لنموذج الانحدار، يلزم توافر شرط إعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي.

ونود الإشارة إلى أن التقيد بهذا الشرط مرتبط بحجم العينة، إذ يعتبر شرطاً ضرورياً في حالة العينات الصغيرة، أما في حالة العينات الكبيرة فيمكن التخلى

عنه. وذلك لأنه وفقاً لنظرية الحد المركزية نجد أن التوزيعات الاحتمالية تؤول إلى التوزيع الطبيعي في حالة العينات التى تزيد حجمها عن 30 مشاهدة [1].

ب- الاستقلال الذاتي للبواقي:

ترجع أهمية دراسة الارتباط الذاتي للبواقي في تحليل الانحدار، إلى أن وجود هذا الارتباط من شأنه أن يجعل قيمة التباين المقدر للخطأ يكون بأقل من قيمته الحقيقية. وبالتالي فإن قيمة إحصاءات الاختبار التي تعتمد على هذا التباين مثل (T) ، (F) ، (R^2) تكون أكبر من قيمتها الحقيقية، مما يجعل القرار الخاص بجودة توفيق النموذج قرار مشكوك في صحته.

ج- إختبار تجانس البواقي (اختبار ثبات التباين) Homoscedasticity:

إن عدم ثبات التباين في نموذج الانحدار من شأنه أن يترتب عليه نفس الآثار المترتبة في حالة وجود ارتباط ذاتي بين البواقي، حيث تكون الاخطاء المعيارية مقدرة باقل من قيمتها الحقيقية. وبالتالي تصبح هذه التقديرات متحيزة biased ، الامر الذي يجعل نتائج الاستدلال الإحصائى مشكوك في صحتها [2].

وسنوضح بالأمثلة العملية كيفية تطبيق الشروط السابقة:

مثال:

[1] Palta, Mari, (2003)," Quantitative Methods in population health: Extensions of ordinary regression", Wiley – IEEE, p 6.

[2] Berk, Richard A., (2003)," Regression analysis: a constructive critique", Sage publications Inc., p 144.

إذا توافرت لديك البيانات التالية :

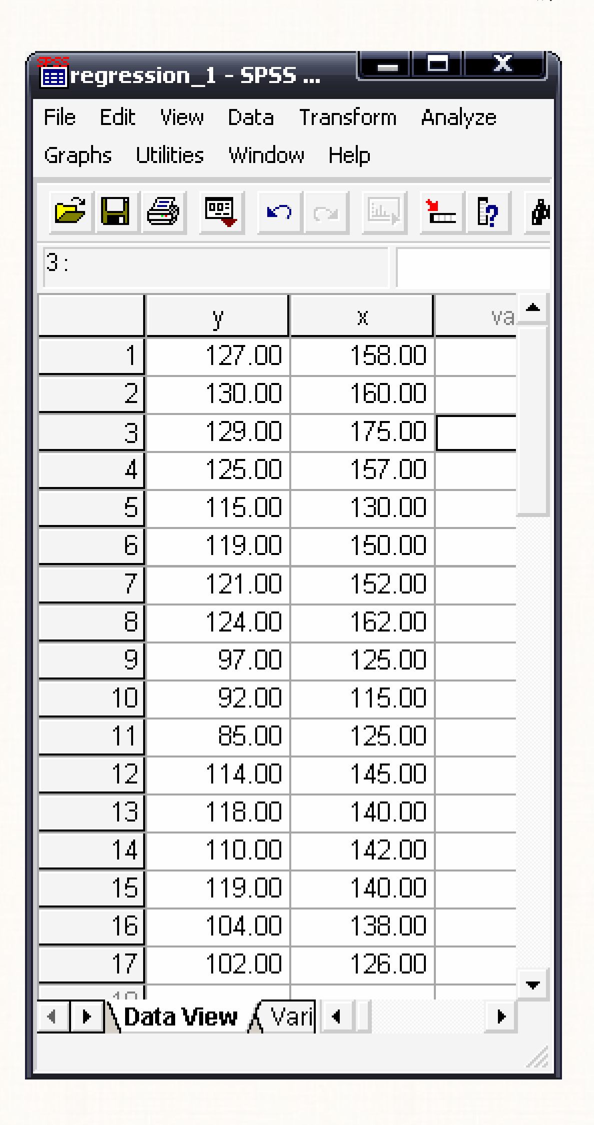
الدخل	الاستهلاك
158	127
160	130
175	129
157	125
130	115
150	119
152	121
162	124
125	97
115	92
125	85
145	114
140	118
142	110
140	119
138	104
126	102

المطلوب :

توفيق نموذج انحدار خطى بسيط للبيانات السابقة عند مستوى معنوية 5٪ ؟.

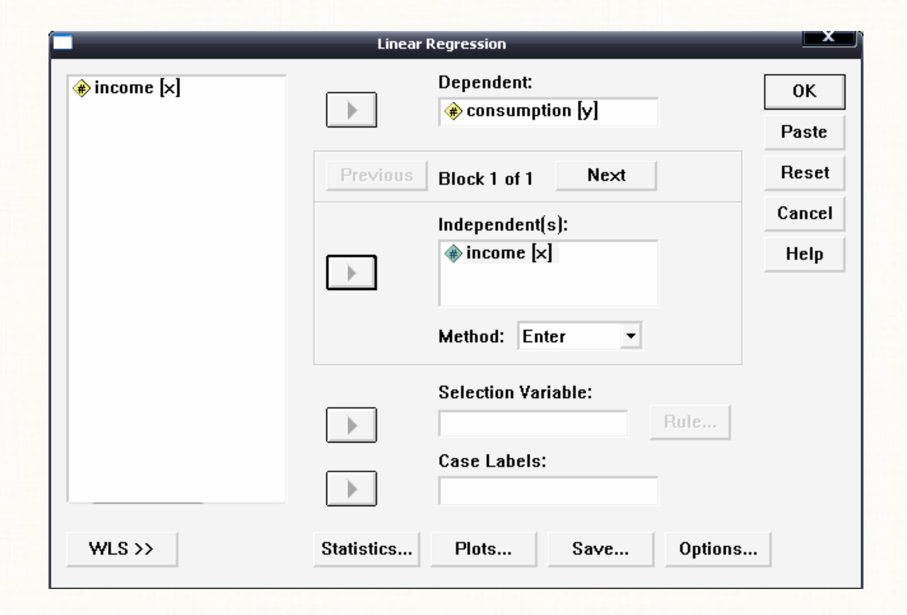
الخطوات :

1) إدخال البيانات:



	y	x
1	127.00	158.00
2	130.00	160.00
3	129.00	175.00
4	125.00	157.00
5	115.00	130.00
6	119.00	150.00
7	121.00	152.00
8	124.00	162.00
9	97.00	125.00
10	92.00	115.00
11	85.00	125.00
12	114.00	145.00
13	118.00	140.00
14	110.00	142.00
15	119.00	140.00
16	104.00	138.00
17	102.00	126.00

2) افتح قائمة **Analyze**، ومن القائمة الفرعية لـ **Regression** اختر الأمر **Linear**، سوف يظهر المربع الحواري التالي:

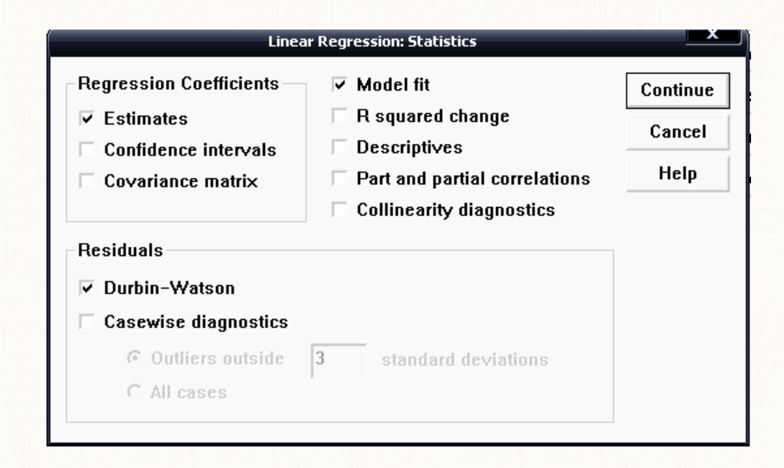


في المربع الحواري الذي أمامك:

أ. قم بنقل المتغير التابع Consumption [y] إلى المربع الذي بعنوان Respondent .

ب. ثم أنقل المتغير المستقل (x) Income إلى المربع الذي بعنوان Independent(s) .

3) أنقر فوق الاختيار Statistics، سوف يظهر المربع الحواري التالي:



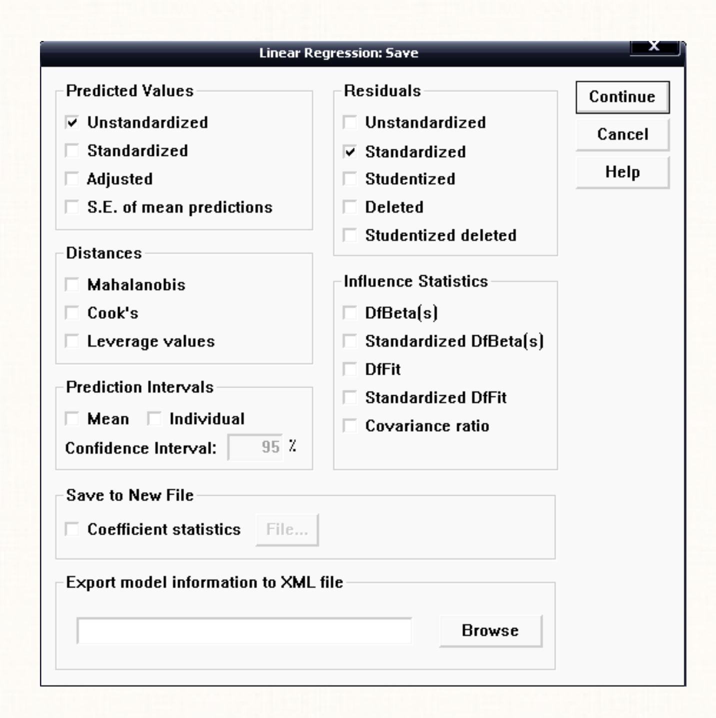
في هذا المربع الحواري :

أ. أنقر بالماوس أمام **Durbin - Watson**، [هو عبارة عن إحصائي الاختبار الذي سيتم استخدامه في اختبار الفروض الإحصائية حول الارتباط الذاتي للبواقي **Residuals**] .

ب. الاختيار الافتراضي لكل من **Estimates** و **Model Fit** سنتركه كما هو.

ج. ثم اضغط **Continue** للعودة إلى المربع الحواري الأساسي.

4) ومن المربع الحواري الأساسي: أنقر فوق الاختيار **Save** سوف يظهر المربع الحواري التالي:



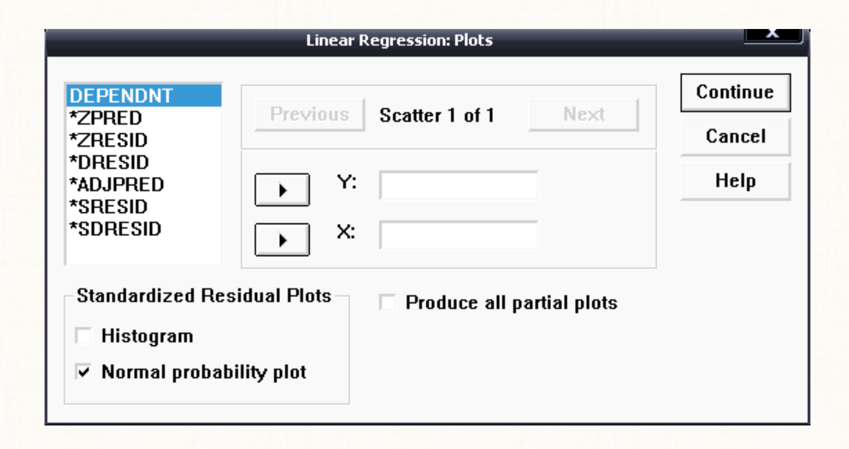
في هذا المربع الحواري :

أ. أنقر بالماوس أمام **Unstandardized** من الاختيارات الخاصة بـ **Predicted Values**

ب. أنقر بالماوس أمام **standardized** من الاختيارات الخاصة بـ **Residuals**

ج. ثم اضغط **Continue** للعودة إلى المربع الحواري الأساسي.

5) ومن المربع الحواري الأساسي: أنقر فوق الاختيار **Plots** سوف يظهر المربع الحواري التالي:



في هذا المربع الحواري:

أ. أنقر أمام **Normal probability plot** من الاختيارات الموجودة تحت **Standardized Residual Plots** .

ب. ثم اضغط **Continue** للعودة إلى المربع الحواري الأساسي.

6) ومن المربع الحواري الأساسي: اضغط ok، سنحصل على مخرجات تحليل الانحدار، كما يلي:

1. جدول معامل التحديد وإحصائي اختبار Durbin-Watson

Model Summary[b]

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.886[a]	.785	.771	6.3983	2.224

a. Predictors: (Constant), income

b. Dependent Variable: consumption

يتضمن هذا الجدول البيانات التالية:

أ) R: معامل الارتباط (معامل ارتباط بيرسون بين المتغير التابع والمتغير المستقل).

ب) R Square: معامل التحديد (مربع معامل الارتباط).

ج) Adjusted R Square: معامل التحديد المعدل.

د) Std. Error of the Estimate: الخطأ المعياري المقدر، وهو عبارة عن الجذر التربيعي لـمتوسط مربعات الخطأ (MSE)[1].

ه) Durbin-Watson: قيمة إحصاء اختبار (داربن – واطسون) الذي يستخدم في الحكم على الارتباط الذاتي للبواقي.

2. جدول تحليل التباين ANOVA:

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	2244.036	1	2244.036	54.814	.000[a]
	Residual	614.082	15	40.939		
	Total	2858.118	16			

a. Predictors: (Constant), income

b. Dependent Variable: consumption

يتضمن هذا الجدول البيانات التالية:

أ) Model: مصدر التباين في نموذج الانحدار.

ب) Sum of Squares: مجموع المربعات.

[1] MSE يوجد في جدول تحليل التباين.

ج) **df**: درجات الحرية.

د) **Mean Square** : متوسط مجموع المربعات.

ه) **F**: قيمة (ف) المحسوبة.

و) **Sig** : قيمة الاحتمال **P.Value** ، التي تستخدم في الحكم على المعنوية الكلية للنموذج.

3. جدول معاملات الانحدار :

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	8.149	14.326		.569	.578
	income	.735	.099	.886	7.404	.000

a. Dependent Variable: consumption

يتضمن هذا الجدول البيانات التالية:

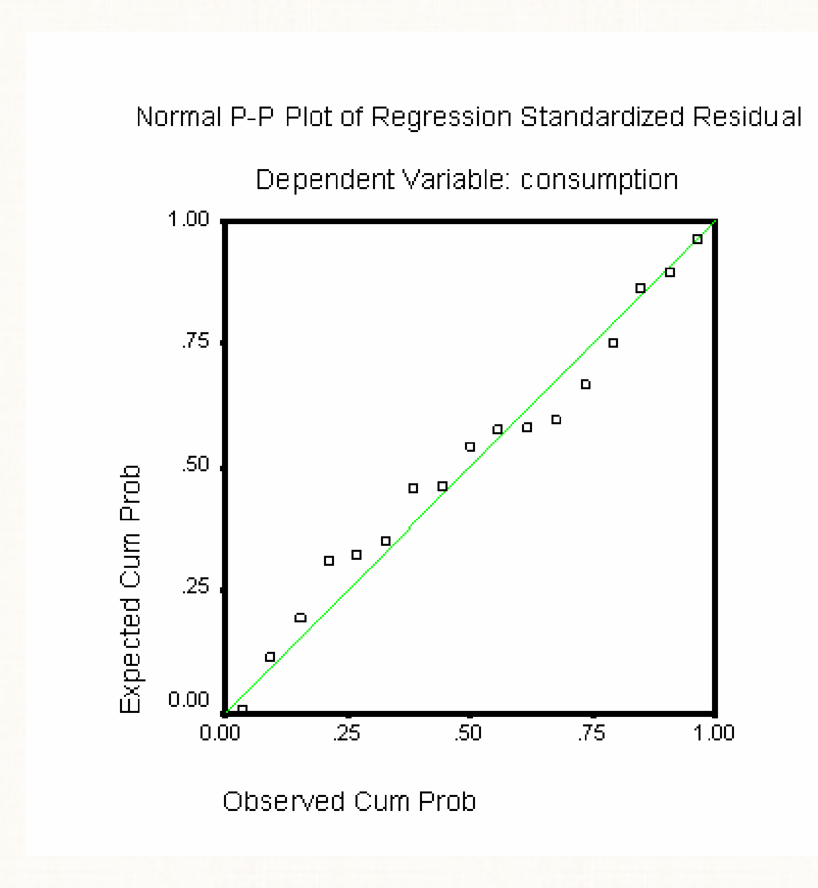
أ) **Unstandardized Coefficients**: والتي تتضمن كل من قيمة الثابت **Constant** ، معامل الانحدار (معاملات نموذج الانحدار غير المعيارية) ، بالإضافة إلى الخطأ المعياري لمعاملات النموذج (**Std. Error**).

ب) **Standardized Coefficients** معامل بيتا (المعاملات المعيارية).

ج) **t**: قيمة (ت) المحسوبة لمعاملات النموذج.

د) **Sig :** قيمة الاحتمال **P.Value** [التي تستخدم في الحكم على المعنوية الجزئية لنموذج الانحدار (معنوية معاملات النموذج)].

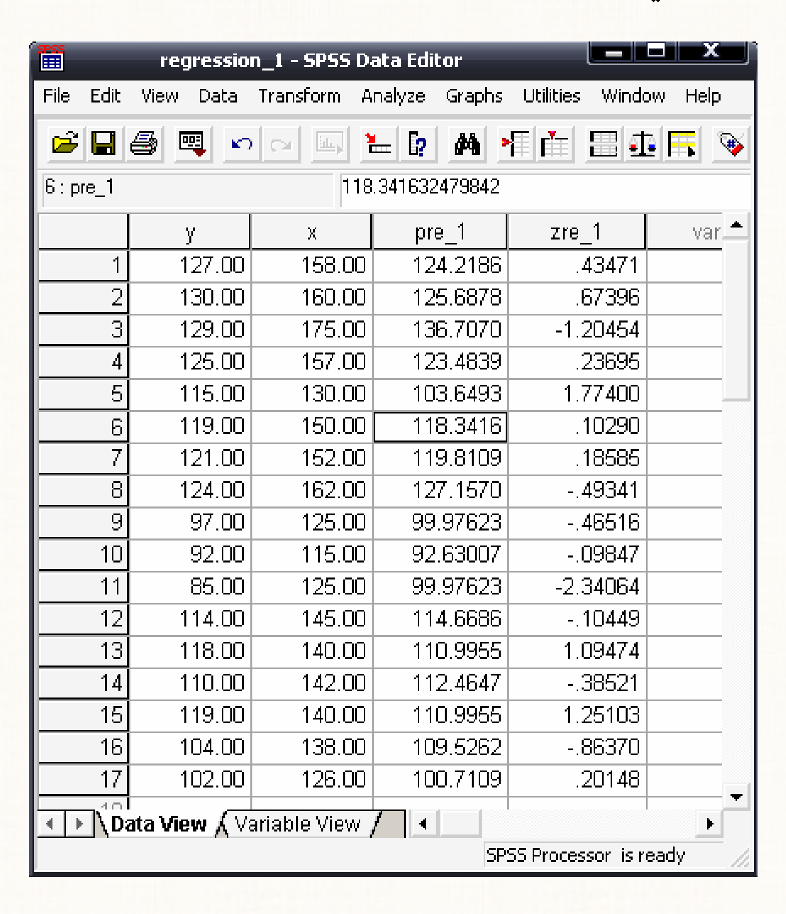
4. شكل بياني للعلاقة بين الاحتمال التجميعي المشاهد والاحتمال التجميعي المتوقع.



من خلال فحص هذا الشكل البياني يتم الحكم على مدى توافر الشرط الخاص باعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي نموذج الانحدار.

ملحوظة :

أ- بالرجوع إلى نافذة البيانات **Data View** ، ستجد أنه قد تم إضافة عمود للبواقي المعيارية (**Standardized Residuals**) بعنوان **res_1** ، وعمود آخر للقيم المقدرة للمتغير التابع ($\hat{y}$) بعنوان **pre_1** ، كما هو موضح بالشكل التالي:



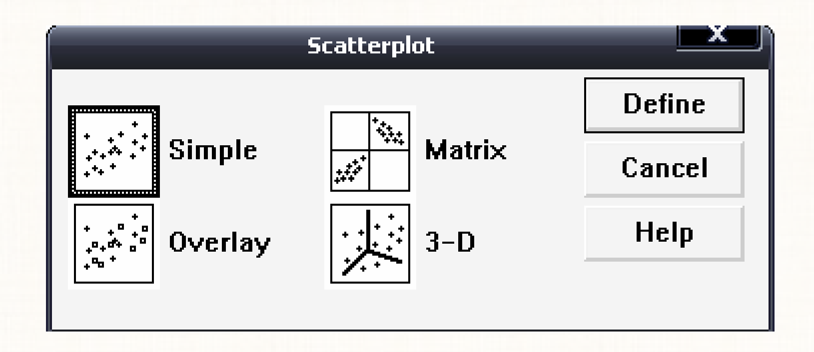
	y	x	pre_1	zre_1	var
1	127.00	158.00	124.2186	.43471	
2	130.00	160.00	125.6878	.67396	
3	129.00	175.00	136.7070	-1.20454	
4	125.00	157.00	123.4839	.23695	
5	115.00	130.00	103.6493	1.77400	
6	119.00	150.00	118.3416	.10290	
7	121.00	152.00	119.8109	.18585	
8	124.00	162.00	127.1570	-.49341	
9	97.00	125.00	99.97623	-.46516	
10	92.00	115.00	92.63007	-.09847	
11	85.00	125.00	99.97623	-2.34064	
12	114.00	145.00	114.6686	-.10449	
13	118.00	140.00	110.9955	1.09474	
14	110.00	142.00	112.4647	-.38521	
15	119.00	140.00	110.9955	1.25103	
16	104.00	138.00	109.5262	-.86370	
17	102.00	126.00	100.7109	.20148	

ب- البيانات الخاصة بالقيم المعيارية بالبواقي قد يتم الاعتماد عليها عند دراسة اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي حسابياً.

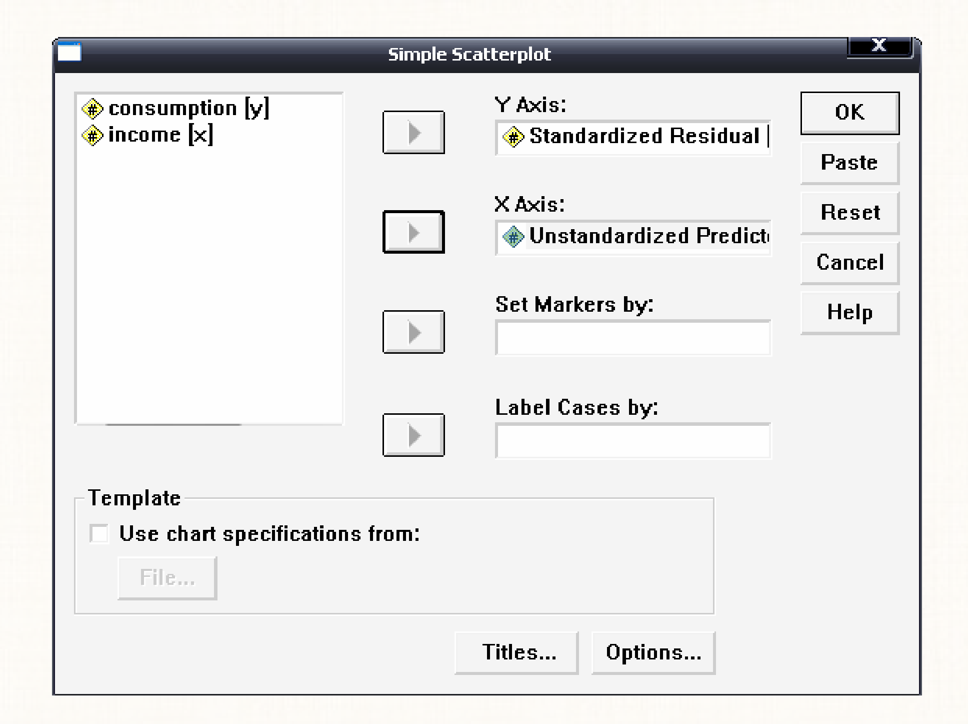
ومن خلال التمثيل البياني لهذين العمودين، نحصل على رسم بياني للعلاقـة بـين البواقي المعيارية والقيم المتوقعة المتغير التابع(الاستهلاك). ثم من خلال فحص هذا الشكل البياني يتم الحكم على مدى توافر الشرط الخـاص بثبـات التبـاين في نمـوذج الانحدار.

الخطوات:

1) افتح قائمة **Graphs** واختر **Scatter** سوف يظهر المربع الحواري التالي:



2) أنقر مرة واحدة بالماوس فوق **Simple**، ثم أنقر فوق **Define** سيظهر المربع الحواري التالي:

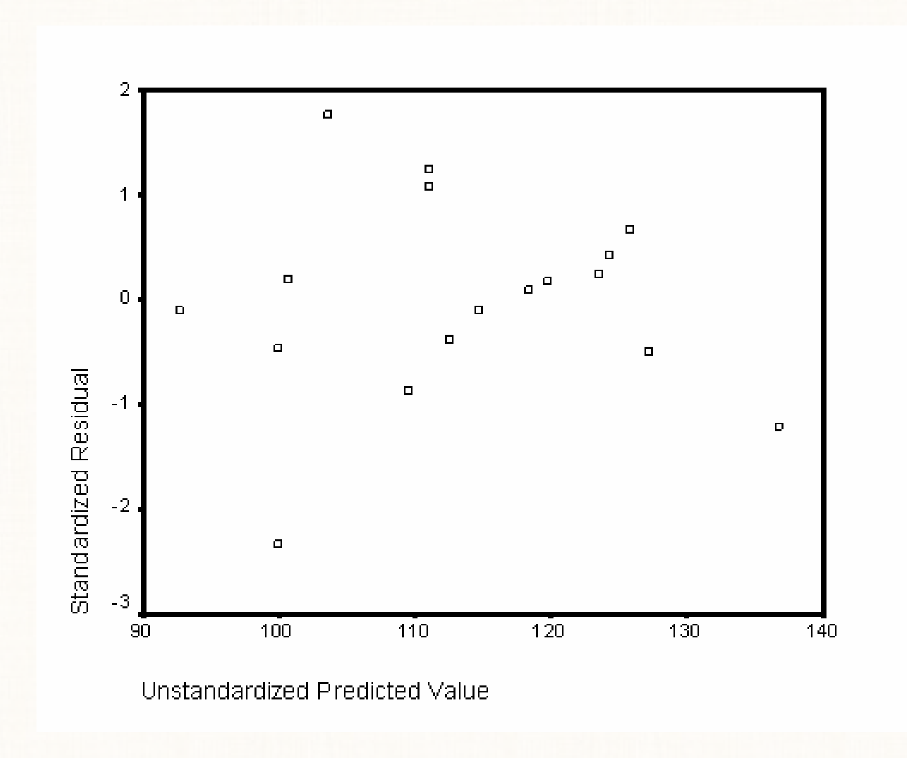


في هذا المربع الحواري:

أ) قم بنقل المتغير الخاص بالقيم المعيارية للبواقي **Standard Residual [zre_1]** إلى المربع الذي بعنوان **Y Axis**.

ب) قم بنقل المتغير الخاص بالقيم المتوقعة (الاتجاهية) للمتغير التابع **Unstandardized Predicted Value [pre_1]** إلى المربع الذي بعنوان **X Axis**.

3) ثم اضغط **ok** سوف نحصل على الشكل البياني التالي في صفحة المخرجات:



حتى هنا نكون قد انتهينا من استعراض المخرجات الخاصة بتحليل الانحدار، سنقوم الآن بشرح الخطوات النهائية للتعليق على النتائج:

التعليق على النتائج والحكم على صلاحية نموذج الانحدار الذي تم توفيقه:

أولاً : نموذج الانحدار المقدر:

$$Y = 8.149 + 0.735\,X$$

من نموذج الانحدار المقدر السابق، يتضح لنا:

- الجزء الثابت (β_0): نجد أنه يساوى (8.149) .
- معامل الانحدار (β_1): يساوى (0.735).

ثانياً : الشروط النظرية.

أ) إتفاق (أو منطقية) إشارات وقيمة معاملات الانحدار:

يلاحظ هنا أن الظاهرة محل الدراسة هى ظاهرة اقتصادية، تفترض في نموذج الانحدار ما يلي :

أ. الجـــزء الثـابت من الاســتهلاك له قيـمة موجبة (أكبر من الصفر).

ب. معامل الانحدار (الميل الحدي للاستهلاك) له قيمة موجبة، وتتراوح بين الصفر والواحد الصحيح.

وبالرجوع إلى نموذج الانحدار المقدر :

$$Consumption = 8.149 + 0.735\ Income$$

نجد أنه لا يوجد تعارض بين الشروط النظرية للظاهرة محل الدراسة ونتائج نموذج الانحدار المقدر للعلاقة بين الدخل والإستهلاك.

ملحوظة هامة:

لا يشترط دائما أن تكون طبيعة العلاقات التى تحكم سلوك و حدود المتغيرات الداخلة في النموذج معروفة أو محددة على وجه الدقة، حيث أنه في بعض الأحيان لا يوجد أساس نظري معين لبعض الظواهر. في هذه الحالة يستطيع الباحث أن يتجاوز هذه المرحلة من مراحل فحص نموذج الانحدار الجيد، وينتقل مباشرة إلى الشروط الأخرى.

2) **القدرة التفسيرية للنموذج :**

يتم الحكم على القدرة التفسيرية لنموذج الانحدار من خلال معامل التحديد (R-Sq) أو معامل التحديد المعدل [R-Sq (adj)]، ويفضل بالطبع الإعتماد على الأخير لأنه يكون أكثر دقة.

طريقة التعليق:

بالرجوع إلى الجدول الذي يتضمن النتائج الخاصة بمعامل التحديد، نجد أن معامل التحديد المعدل يساوى 77.1 ٪ ، وهذا معناه أن المتغير المستقل (متغير الدخل) يفسر 77.1 ٪ من التغيرات التى تحدث في المتغير التابع (الاستهلاك)، أو أن 77.1٪ من التغيرات التي تحدث في الاستهلاك تعزى إلى الدخل، والباقي (22.9٪) يرجع إلى عوامل أخرى منها الخطأ العشوائى.

ثالثاً: الشروط الرياضية :

أ) **المعنوية الكلية للنموذج :**

- **الفروض الإحصائية :**

الفرض العدمي (H_0): نموذج الانحدار غير معنوي.

الفرض البديل (H_1): نموذج الانحدار معنوي.

- **الفروض بشكل آخر :**

الفرض العدمي (H_0): جميع معاملات الانحدار غير معنوية (لا تختلف عن الصفر) .

الفرض البديل (H_1): واحد على الأقل من معاملات الانحدار معنوية (تختلف عن الصفر).

- **تفريغ النتائج والتعليق عليها :**

جدول تحليل التباين ANOVA

لنموذج الانحدار

المصدر Source	درجات الحرية DF	مجموع المربعات SS	متوسط المربعات MS	ف المحسوبة F_{cal}	P. Value
الانحدار	1	2244.036	2244.036	54.814	0.0000
الخطأ	15	614.082	40.939	◦	◦
الكلى	16	2858.118	*	◦	◦

التعليق :

يتضح من جدول تحليل التباين : أن قيمة الإحتمال **P.Value** تساوى صفر ، وهى أقل من مستوى المعنوية 5 ٪ ، وبالتالي فإننا نرفض الفرض العدمي القائل بأن نموذج الانحدار غير معنوي، وهذا يعني أن هناك واحد على الأقل من معاملات الانحدار تختلف عن الصفر.

2) المعنوية الجزئية للنموذج:

- **المفهوم:**

في الخطوة السابقة توصلنا إلى نتيجة مؤداها أن هناك واحد على الأقل من معاملات الانحدار معنوية وتختلف عن الصفر. ولتحديد أيا من هذه المعاملات التي تكون معنوية، نقوم بإجراء ما يطلق عليه إختبار المعنوية الجزئية للنموذج.

- **الأداة:** يتم إستخدام إختبار (ت) [T - test] ،
- **شكل الفروض الإحصائية:**

أ- بالنسبة لـ (B_0):

$$H_0 : B_0 = 0$$
$$H_1 : B_0 \neq 0$$

ب- بالنسبة لـ (B_1):

$$H_0 : B_1 = 0$$
$$H_1 : B_1 \neq 0$$

- **تفريغ النتائج والتعليق عليها:**

نتائج إختبار معنوية معاملات الانحدار

P. Value	قيمة إحصائي الاختبار (ت)	قيمة معاملات الانحدار	المعاملات
0.578	0.569	8.149	B_0
0.000	7.404	0.735	B_1

- **التعليق** :

بالنسبة لـ (B_0)، نجد أن قيمة الإحتمال **P.Value** تساوى 0.578 وهى أكبر من مستوى المعنوية 5 ٪، وبالتالي فإننا نقبل الفرض العدمي القائل بأن المقدار الثابت في نموذج الانحدار غير معنوي.

أما بالنسبة لـ (B_1)، نجد أن قيمة الإحتمال **P.value** تساوى **0.000** وهى أقل من مستوى المعنوية 5 ٪ ، وبالتالي فإننا نرفض الفرض العدمي القائل بأن معامل الانحدار (B_1) في نموذج الانحدار غير معنوي.

3) شروط المربعات الصغرى العادية.

الشرط الأول : اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي Normality Test

- **الفروض الإحصائية :**

الفرض العدمي (H0): البواقي تتبع التوزيع الطبيعي.

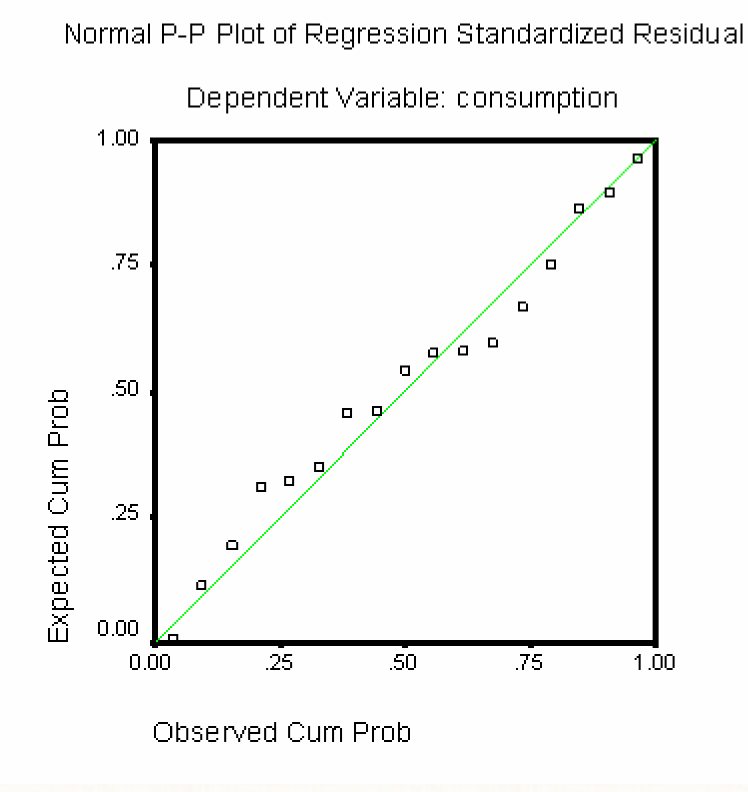
الفرض البديل (H1): البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي.

ويتم دراسة اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي بطريقتين:

الطريقة الأولى: بيانياً

وذلك من خلال فحص الشكل البياني للعلاقة بين الاحتمال التجميعي المشاهد والاحتمال التجميعي المتوقع للبواقي المعيارية، بحيث إذا كانت النقاط تقع بشكل متقارب جدا على الخط الواصل الركن الأيمن العلوي والركن الأيسر السفلي أو تتوزع هذه النقاط بشكل عشوائي على جانبي هذا الخط ، في كلتا الحالتين يقال أن الأخطاء تتوزع توزيعا طبيعيا. أما إذا تمكنا من رصد نمط معين لتوزيع هذه النقاط في هذه الحالة يقال أن الأخطاء لا تتوزع توزيعا طبيعيا.

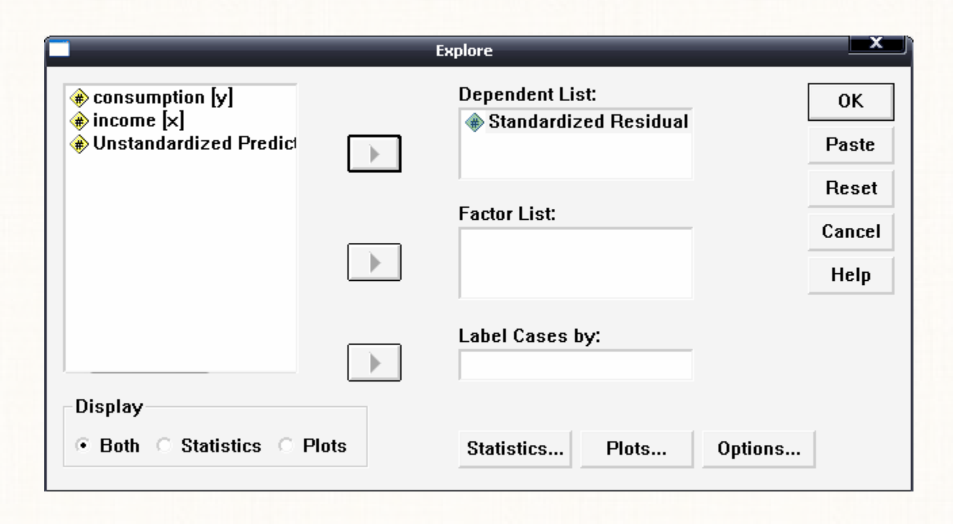
وبالرجوع إلى المثال الحالي و كما هو موضح بالشكل التالي، نجد أن البواقي تتوزع بشكل عشوائي على جانبي الخط، مما يعنى أن البواقي تتوزع توزيعا معتدلا (أي تتبع التوزيع الطبيعي).



الطريقة الثانية: حسابيا باستخدام اختبار كل من اختبار (كلوموجروف – سمنروف)، واختبار (شابيرو – ويليك):

☑ **الخطوات**

1) افتح قائمة **Analyze** ، ومن القائمة الفرعية لـ **Descriptive Statistics** اختر **Explore** ، سيظهر لنا المربع الحواري التالي:

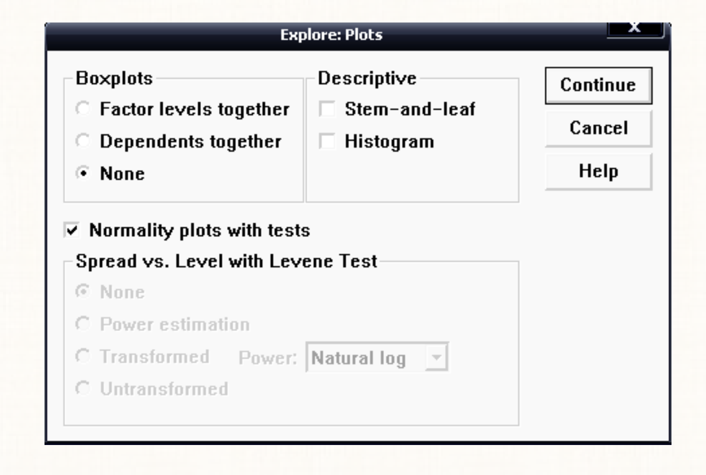


2) ا ربع ا واري الذي أمامك:

أ) قم بنقل ا تغ Standardized Residual إ ا ربع الذي بعنوان Dependent List.

ب) ومن الاختيارات Display اختر Plots.

ج) أنقر فوق الاختيار ..Plots نفس ا ربع ا واري الذي أمامك، سيظهر لنا مربع حواري جديد، كما يلي:



3) هذا ا ربع ا واري: قم ا يلي:

أ) نشط الاختيار Normality Plots with tests من خلال الضغط مرة واحدة با اوس ا ربع الأبيض الذي أمام هذا الاختيار.

ب) من الاختيارات Boxplots اختر None. قم بتعطيل الاختيار Stem – and – Leaf، ا دف من هذه ا طوة هو تقليل ا خرجات ال لسنا حاجة إليها.

ج) اضغط Continue للعودة للمربع ا واري السابق.

4) اضغط OK، سنحصل على النتـائج التاليـة نافـذة ا خرجـات Output:

Tests of Normality

	Kolmogorov-Smirnov[a]			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	.129	17	.200*	.970	17	.780

*. This is a lower bound of the true significance.

a. Lilliefors Significance Correction

▪ تفريغ النتائج والتعليق :

نتائج اختبار اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي

بيان	إحصائي الاختبار	درجات الحرية	P. value
اختبار كلومجروف – سيمرنوف	0.129	17	0.20
اختبار ويلك – شابيرو	0.970	17	0.780

- **طريقة التعليق**:

يتضح من نتائج التحليل الاحصائى أن قيمة **P.Value** أكبر من مستوى المعنوية 0.05 في كلا الاختبارين، ومن ثم فإننا نقبل الفرض العدمي القائل بأن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي، وهو ما يدعم النتيجة التي توصلنا إليها من خلال الرسم البياني. وبالتالي فإن الشرط الأول [شرط اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي] من شروط إستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية متوافر.

الشرط الثاني: **الاستقلال الذاتي للبواقي**:

- **الفروض الإحصائية**:

الفرض العدمي (H_0): يوجد استقلال بين البواقي (لا يوجد ارتباط ذاتي بين البواقي).

الفرض البديل (H_1): لا يوجد استقلال بين البواقي (يوجد ارتباط ذاتي بين البواقي).

- **أداة الحكم**:

يتم الحكم على مدى وجود استقلال ذاتي بين البواقي من خلال اختبار **Durbin – Watson Test**

- **خطوات تنفيذ الاختبار**:

الخطوة الأولى: حساب إحصائى الاختبار (DW):

من جدول معامل التحديد وإحصائي اختبار **Durbin-Watson** السابق الإشارة إليه عند استعراض المخرجات، نجد أن قيمة هذا الإحصائي تساوي (2.224).

الخطوة الثانية: إيجاد القيمة الحرجة (وذلك من جدول القيم الحرجة لـ Durbin – Watson):

بصفة عامة، يتضمن جدول القيم الحرجة لـ Durbin – Watson قيمتين حديتين: القيمة الدنيا ويرمز لها بالرمز(d_L)، والقيمة العليا ويرمز لها بالرمز (d_u). وذلك وفقا لعدد المتغيرات المستقلة (K)، ودرجات حرية الخطأ (n). وهنا نجد هاتين القيمتين عند k = 1 ، n = 15 ، كما يلي:

$$d_L = 1.08$$
$$d_u = 1.36$$

الخطوة الثالثة: اتخاذ القرار:

يتم اتخاذ القرار بشان قبول أو رفض الفرض العدمي حول الارتباط الذاتي للبواقي، وفقاً للقواعد الآتية:

1) نرفض الفرض العدمي في حالتين:

الحالة الأولى: إذا كان ($4-d_L < DW < 4$).

الحالة الثانية: إذا كان ($0 < DW < d_L$).

2) ونقبل الفرض العدمي في حالتين:

الحالة الأولى: إذا كان ($2 < DW < 4-d_u$).

الحالة الثانية: إذا كان ($d_u < DW < 2$).

3) هذا بالإضافة إلى أنه هناك حالتين يكون فيهما القرار غير محدد، بمعنى أننا لانستطيع تحديد هل يوجد ارتباط ذاتي أم لا:

الحالة الأولى: ($4-d_u < DW < 4-d_L$).

الحالة الثانية: عندما ($d_L < DW < d_u$).

وبما أن:

أ- قيمة إحصائي اختبار DW يساوى 2.224 .

ب- كما أن du تساوى 1.36 (من جدول القيم الحرجة لـ Durbin – Watson) [عند K يساوى واحد صحيح (حسب عدد المتغيرات المستقلة في النموذج) أمام درجات حرية الخطأ تساوي 15 (من جدول تحليل التباين) ، وعند مستوى معنوية 5 ٪]. إذا ($4-1.36= 2.64$)

ج- وبالتالي فإن ($2 < DW < 4-d_u$) ، حيث $2 < DW_{(2.22417)} < 2.64$.

ومن ثم يكون القرار:

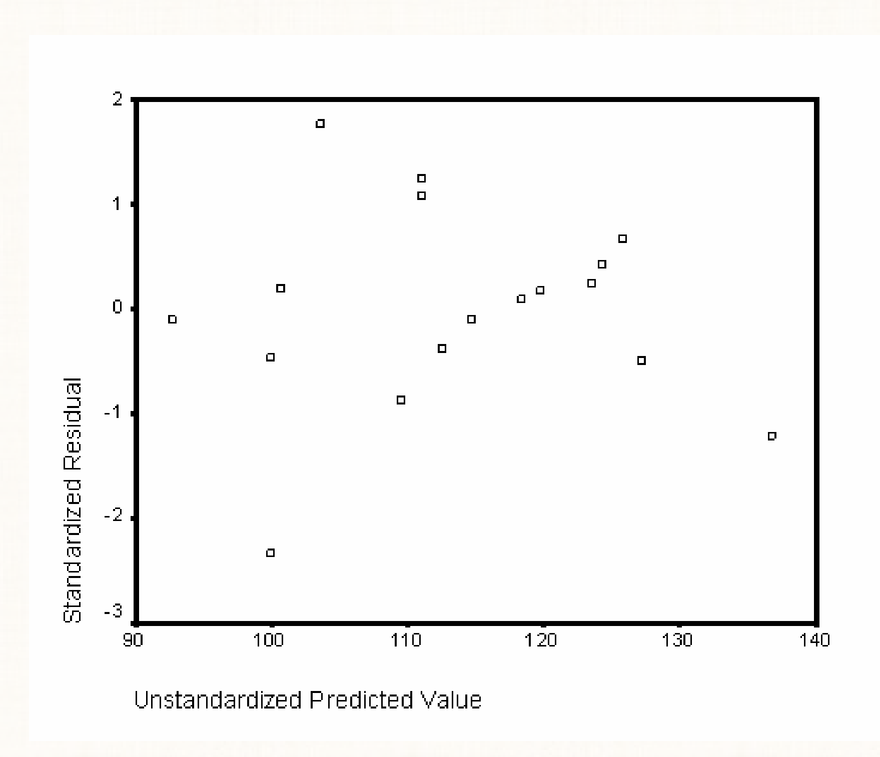
قبول الفرض العدمي القائل بأنه يوجد استقلال بين البواقي (أي لا يوجد ارتباط ذاتي بين البواقي). وبالتالي فإن الشرط الثاني [شرط الاستقلال الذاتي للبواقي] من شروط إستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية متوافر.

الشرط الثالث: **اختبار تجانس البواقي** (اختبار ثبات التباين):

يتم الحكم على مدى تجانس أو ثبات تباين الأخطاء بطريقتين:

الطريقة الأولى: من خلال الرسم البياني:

وذلك من خلال فحص شكل انتشار البواقي المعيارية مع القيم الاتجاهيـة للمـتغير التابع، كما هو موضح بالشكل التالي (من مخرجات تحليل الانحدار):



يلاحظ هنا أن : إنتشار وتوزيع البواقي يأخذ شكل عشوائي على جانبي الخــط الـذي يمثل الصفر (وهو الخط الذي يفصل بين البواقي السالبة والبواقي الموجبة) ، حيـث أنه لا يمكننا رصد نمط أو شكل معين لتباين هذه البواقي ، وهو ما يعنـى أن هنـاك تجانس أوثبات في تباين الأخطاء. وبالتالي فإن الشرط الثالث [شرط ثبـات التبـاين للبواقى] من شروط إستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية متوافر.

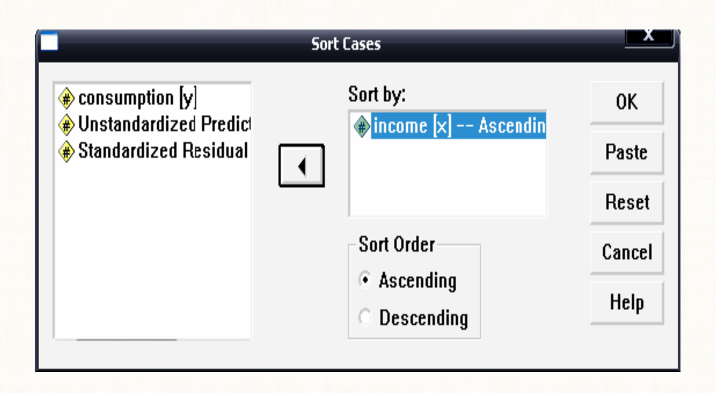
ولزيادة التأكيد من النتيجة التي توصلنا إليها، سوف نقوم بتطبيق طريقة Goldfield – Quandt لاختبار ثبات التباين.

الطريقة الثانية: الطريقة الحسابية (طريقة Goldfield – Quandt)

الخطوات:

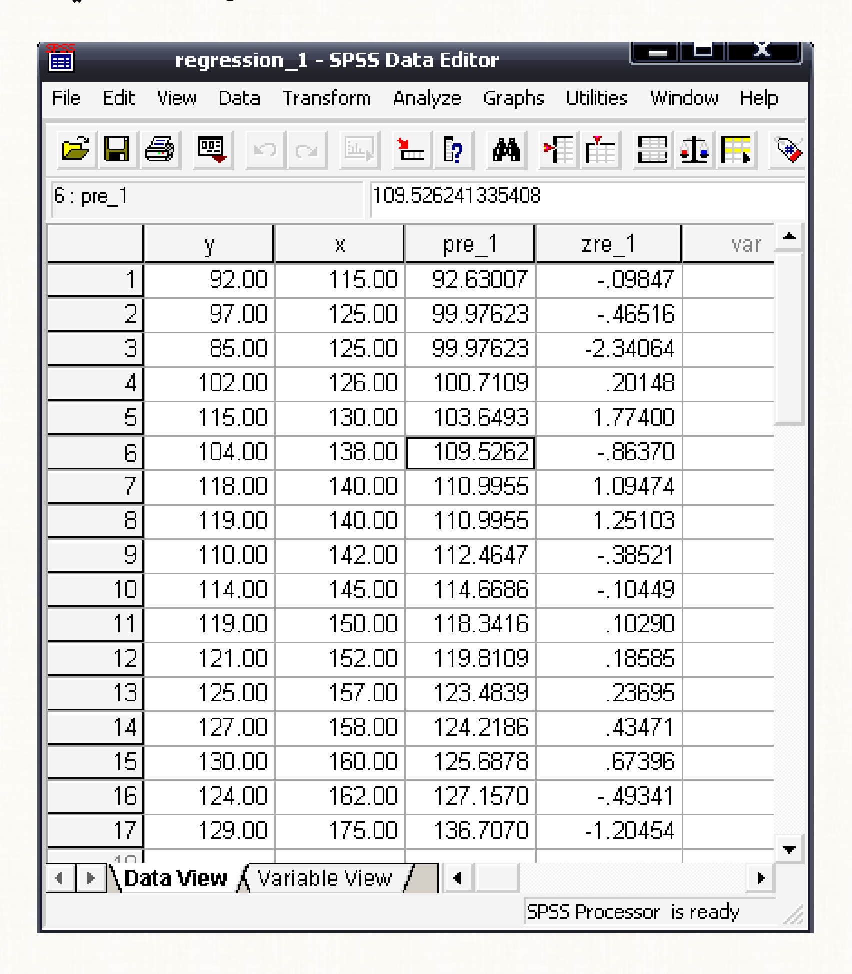
1. يتم ترتيب المشاهدات ترتيبا تصاعديا أو تنازليا وفقا لأحد المتغيرات المستقلة. كما يلي:

أ. افتح قائمة Data واختر Sort Cases سوف يظهر المربع الحواري التالي:



ب. قم بنقل المتغير المستقل Income (x) إلى المربع الذي بعنوان Sort by. ولاحظ هنا أن الاختيار الافتراضي لطريقة ترتيب المشاهدات Sort Order هي الترتيب التصاعدي Ascending (سنتركه كما هو).

ت. اضغط **ok**، ستجد انه قد تم ترتيب المشاهدات ترتيبا تصاعديا (الأصغر فالأكبر) وفقا للمتغير المستقل (الدخل)، كما هو موضح بالشكل التالي:



regression_1 - SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

6 : pre_1   109.526241335408

	y	x	pre_1	zre_1	var
1	92.00	115.00	92.63007	-.09847	
2	97.00	125.00	99.97623	-.46516	
3	85.00	125.00	99.97623	-2.34064	
4	102.00	126.00	100.7109	.20148	
5	115.00	130.00	103.6493	1.77400	
6	104.00	138.00	109.5262	-.86370	
7	118.00	140.00	110.9955	1.09474	
8	119.00	140.00	110.9955	1.25103	
9	110.00	142.00	112.4647	-.38521	
10	114.00	145.00	114.6686	-.10449	
11	119.00	150.00	118.3416	.10290	
12	121.00	152.00	119.8109	.18585	
13	125.00	157.00	123.4839	.23695	
14	127.00	158.00	124.2186	.43471	
15	130.00	160.00	125.6878	.67396	
16	124.00	162.00	127.1570	-.49341	
17	129.00	175.00	136.7070	-1.20454	

Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

2. يتم استبعاد 20٪ من المشاهدات في المنتصف [1]، أي سيتم استبعاد 3.4 مشاهدة، وللتقريب سوف نستبعد 3 مشاهدات. والمشاهدات التي سيتم استبعادها هي المشاهدة رقم(8)، (9)، (10). في هذه الحالة سيكون لدينا

[1] (17 × 0.20 = 3.4 مشاهدة)

سلسلتين، كل سلسلة ستضم 7 مشاهدات: السلسلة الأولى تضم المشاهدات رقم (1)، (2)..........إلى المشاهدة رقم(7)، والسلسلة الثانية وتضم المشاهدات رقم (11)، (12)........ إلى المشاهدة رقم (17).

3. ثم نقوم بحساب مجموع مربعات الخطأ (SSE) لكل سلسلة من السلسلتين، وذلك من جدول تحليل التباين لمعادلة الانحدار لكل سلسلة. وفيما يلي الخطوات بالتفصيل:

(أ) يتم الإبقاء على المشاهدات الخاصة بالسلسلة الأولى واستبعاد باقي المشاهدات، كما يلي:

☑ افتح قائمة **Data** واختر **Select Cases** سوف يظهر المربع الحواري التالي:

Select Cases

consumption [y]
income [x]
Unstandardized Predict
Standardized Residual

Select
All cases
If condition is satisfied
If...
Random sample of cases
Sample...
Based on time or case range
Range...
Use filter variable:

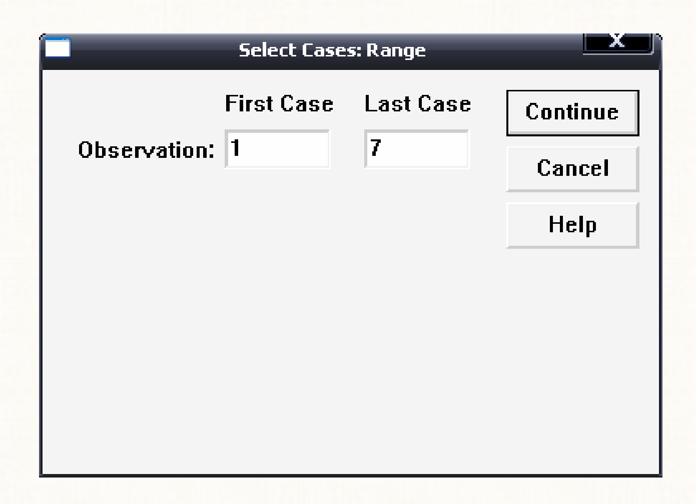
Unselected Cases Are
Filtered
Deleted

Current Status: Do not filter cases

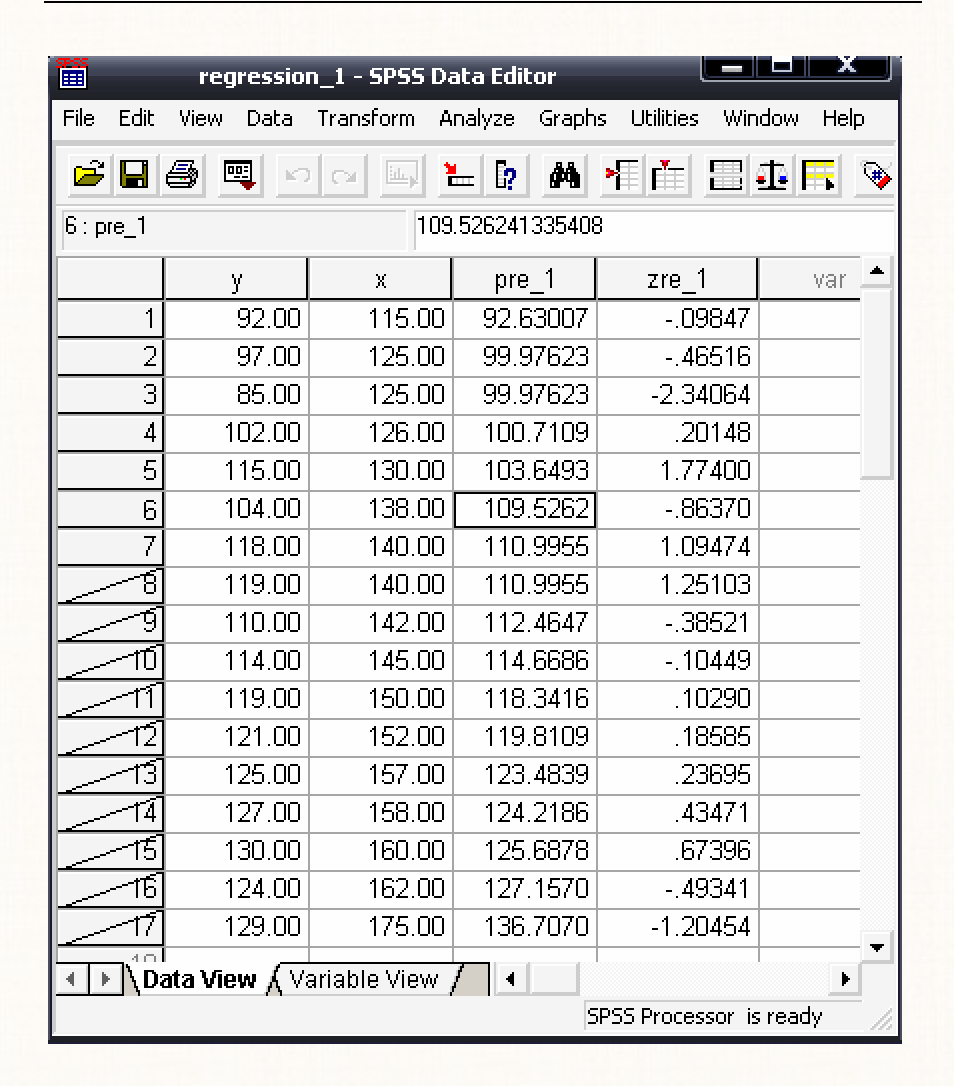
OK | Paste | Reset | Cancel | Help

☑ في المربع الحواري الذي أمامك:

انقر أمام طريقة الاختيار **Based on time or case range** ثم أنقر فوق **Range** سوف يظهر المربع الحواري التالي:



☑ في المربع الحواري الذي أمامك: قم بإدخال بداية ونهاية رقم المشاهدات التي سيتم الإبقاء عليها. ثم اضغط **Continue** للعودة للمربع الحواري السابق، ثم اضغط **ok**، ستجد أن البرنامج قد أبقى على المشاهدات السبعة الأولى فقط واستبعاد باقي المشاهدات، كما هو موضح بالشكل التالي:



regression_1 - SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

6 : pre_1 109.526241335408

	y	x	pre_1	zre_1	var
1	92.00	115.00	92.63007	-.09847	
2	97.00	125.00	99.97623	-.46516	
3	85.00	125.00	99.97623	-2.34064	
4	102.00	126.00	100.7109	.20148	
5	115.00	130.00	103.6493	1.77400	
6	104.00	138.00	109.5262	-.86370	
7	118.00	140.00	110.9955	1.09474	
8	119.00	140.00	110.9955	1.25103	
9	110.00	142.00	112.4647	-.38521	
10	114.00	145.00	114.6686	-.10449	
11	119.00	150.00	118.3416	.10290	
12	121.00	152.00	119.8109	.18585	
13	125.00	157.00	123.4839	.23695	
14	127.00	158.00	124.2186	.43471	
15	130.00	160.00	125.6878	.67396	
16	124.00	162.00	127.1570	-.49341	
17	129.00	175.00	136.7070	-1.20454	

Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

☑ ثم نقوم بعد ذلك بتنفيذ خطوات إيجاد نموذج انحدار (y) على (x) للسلسلة الأولى. ومن مخرجات هـذا التحليـل، سـوف نهـتم بجـدول تحليل التباين التالي:

ANOVA[b]

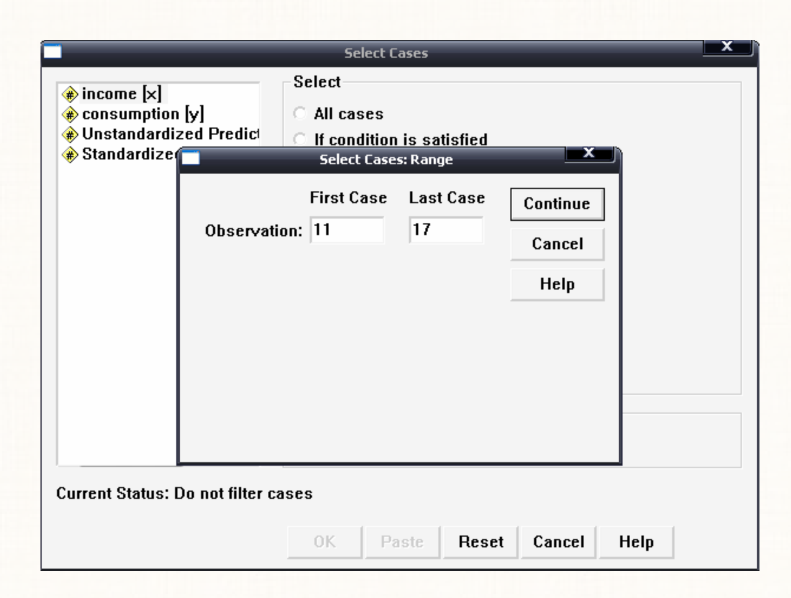
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	431.168	1	431.168	5.237	.071[a]
	Residual	411.690	5	82.338		
	Total	842.857	6			

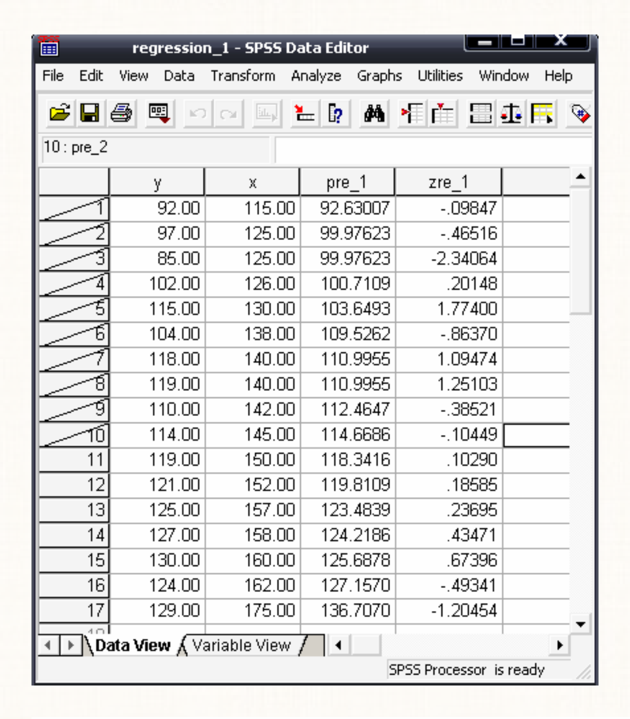
a. Predictors: (Constant), income

b. Dependent Variable: consumption

☑ من هذا الجدول نجد أن: مجموع مربعات الخطأ $(\text{SSE})_{(1)}$ للسلسلة الأولى تساوي(**411.690**).

(ب) وبـنفس الأسـلوب يـتم إيجـاد مجمـوع مربعـات الخطأ $(\text{SSE})_{(2)}$ للسلسلة الثانية كما يلي:





regression_1 - SPSS Data Editor

10 : pre_2

	y	x	pre_1	zre_1
1	92.00	115.00	92.63007	-.09847
2	97.00	125.00	99.97623	-.46516
3	85.00	125.00	99.97623	-2.34064
4	102.00	126.00	100.7109	.20148
5	115.00	130.00	103.6493	1.77400
6	104.00	138.00	109.5262	-.86370
7	118.00	140.00	110.9955	1.09474
8	119.00	140.00	110.9955	1.25103
9	110.00	142.00	112.4647	-.38521
10	114.00	145.00	114.6686	-.10449
11	119.00	150.00	118.3416	.10290
12	121.00	152.00	119.8109	.18585
13	125.00	157.00	123.4839	.23695
14	127.00	158.00	124.2186	.43471
15	130.00	160.00	125.6878	.67396
16	124.00	162.00	127.1570	-.49341
17	129.00	175.00	136.7070	-1.20454

Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	53.176	1	53.176	5.932	.059[a]
	Residual	44.824	5	8.965		
	Total	98.000	6			

a. Predictors: (Constant), income

b. Dependent Variable: consumption

إذا مجموع مربعات الخطأ $(SSE)_{(2)}$ للسلسلة الثانية تساوي (**44.824**).

(ج) ثم يتم حساب قيمة ($\hat{F}$) المحسوبة، كما يلي:

$$\hat{F} = \frac{(SSE)_2}{(SSE)_1} = \frac{44.824}{411.690} = 0.1088$$

(ء) ويتم مقارنة ($\hat{F}$) المحسوبة بنظيرتها الجدولية بدرجات حرية الخطأ في السلسلتين ومستوى المعنوية(α)، فإذا كانت ($\hat{F}$) المحسوبة أقل من (F) الجدولية فإننا نقبل الفرض العدمي القائل بأن هناك تجانس أو ثبات في تباين الأخطاء، والعكس صحيح.

وهنا نجد أن قيمة ($\hat{F}$) المحسوبة تساوي **0.1088** وهى أقل من القيمة الجدولية $F_{(5,5,0.05)}$ التي تساوى **5.05** ، إذا نقبل الفرض العدمي القائل بأن هناك تجانس أو ثبات في تباين الأخطاء. وهو ما يتفق مع النتيجة التي توصلنا إليها من الرسم البياني.

الفصل الثامن

تحليل الانحدار المتعدد
Multiple Regression

الفصل الثامن
تحليل الانحدار الخطي المتعدد
Multiple Linear Regression

يتم تطبيق نفس خطوات وشروط الانحدار البسيط، ولكن يضاف شرط رابع إلى الشروط التي تتطلبها طريقة المربعات الصغرى العادية OLS ، وهو شرط **عدم وجود ازدواج خطى بين المتغيرات التفسيرية** Multicollinearity.

يقصد بالازدواج الخطى:

وجود علاقة ارتباط قوية ومعنوية بين اثنين أو أكثر من المتغيرات التفسيرية. ويعتبر من أهم الآثار السلبية المترتبة على وجود الازدواج الخطى بين المتغيرات التفسيرية: عدم استقرار معاملات الانحدار، بالإضافة إلى عدم توافر صفة الاعتمادية لهذه المعاملات[1].

يتم التأكد من هذا الشرط بإحدى الطريقتين التاليتين:

الطريقة الأولى: فحص مصفوفة الارتباط بين المتغيرات التفسيرية، بحيث يمكن الحكم بعدم وجود ازدواج خطى بين المتغيرات المستقلة في حالة أن يتراوح معاملات الارتباط بين +0.7 ، -0.7 .

---

[1] Makridakis, Spyros, (1998), " Forecasting: methods & applications", 3 rd Edition, John Wiley & sons Inc., p 288.

الطريقة الثانية: من خلال الاعتماد على معامل تضخم التباين Variance inflation factor (VIF) لكل متغير من المتغيرات المستقلة. بحيث إذا كان قيمة (VIF) أقل من (5) فإنه يمكن الحكم بعدم وجود ازدواج خطي.

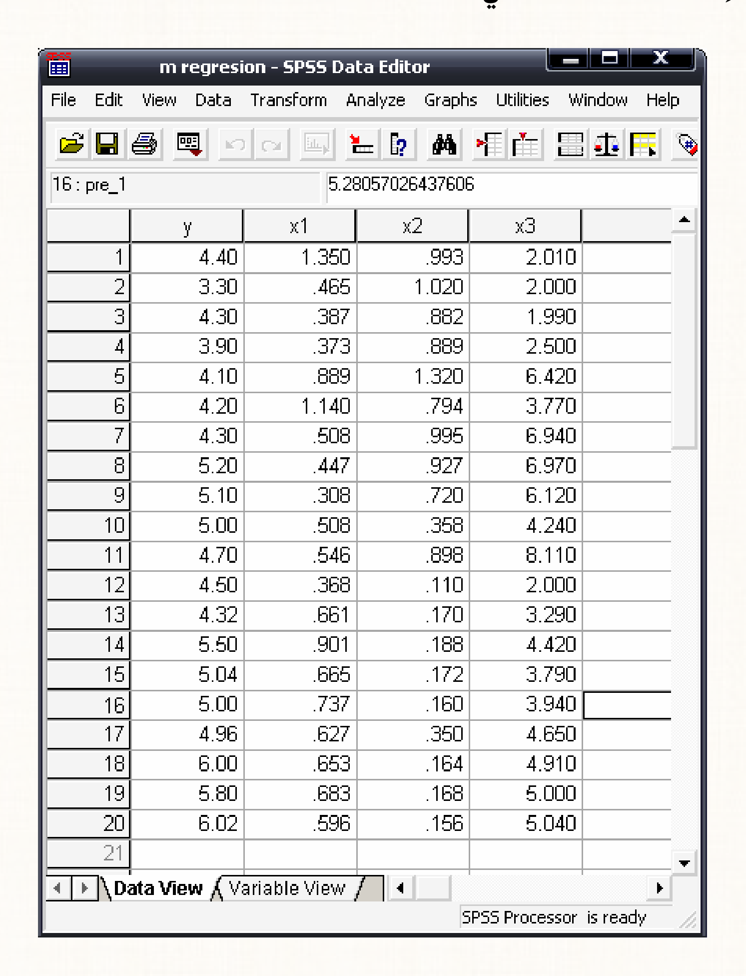
مثال : بفرض توافر البيانات التالية:

X3	X2	X1	Y
2.010	0.993	1.350	4.40
2.000	1.020	0.465	3.30
1.990	0.882	0.387	4.30
2.500	0.889	0.373	3.90
6.420	1.320	0.889	4.10
3.770	0.794	1.140	4.20
6.940	0.995	0.508	4.30
6.970	0.927	0.447	5.20
6.120	0.720	0.308	5.10
4.240	0.358	0.508	5.00
8.110	0.898	0.546	4.70
2.000	0.110	0.368	4.50
3.290	0.170	0.661	4.32
4.420	0.188	0.901	5.50
3.790	0.172	0.665	5.04
3.940	0.160	0.737	5.00
4.650	0.350	0.627	4.96
4.910	0.164	0.653	6.00
5.000	0.168	0.683	5.80
5.040	0.156	0.596	6.02

المطلوب: توفيق نموذج انحدار خطي للبيانات السابقة، عند مستوى معنوية 5٪.

الخطوات:

أ) إدخال البيانات كما يلي:



	y	x1	x2	x3
1	4.40	1.350	.993	2.010
2	3.30	.465	1.020	2.000
3	4.30	.387	.882	1.990
4	3.90	.373	.889	2.500
5	4.10	.889	1.320	6.420
6	4.20	1.140	.794	3.770
7	4.30	.508	.995	6.940
8	5.20	.447	.927	6.970
9	5.10	.308	.720	6.120
10	5.00	.508	.358	4.240
11	4.70	.546	.898	8.110
12	4.50	.368	.110	2.000
13	4.32	.661	.170	3.290
14	5.50	.901	.188	4.420
15	5.04	.665	.172	3.790
16	5.00	.737	.160	3.940
17	4.96	.627	.350	4.650
18	6.00	.653	.164	4.910
19	5.80	.683	.168	5.000
20	6.02	.596	.156	5.040
21				

2) افتح قائمة **Analyze**، ومن القائمة الفرعية لـ **Regression** اختر الأمر **Linear**، سوف يظهر المربع الحواري التالي:

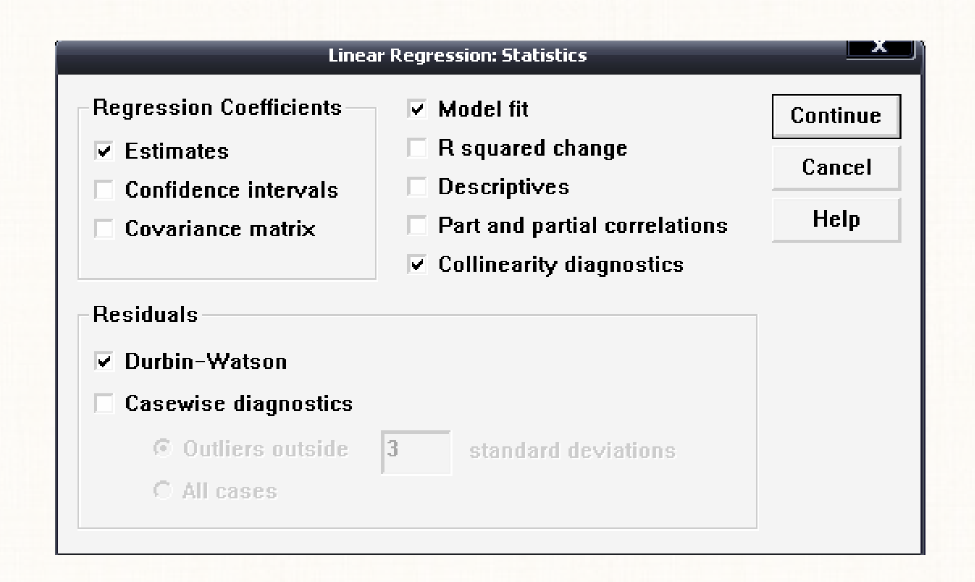


في المربع الحواري الذي أمامك:

أ. قم بنقل المتغير التابع [y] إلى المربع الذي بعنوان **Respondent** .

ب. ثم أنقل المتغيرات المستقلة **(x1, X2, X3)** إلى المربع الذي بعنوان **Independent(s)** .

ج. أنقر فوق الاختيار **Statistics**، سوف يظهر المربع الحواري التالي:



في هذا المربع الحواري :

أ. أنقر بالماوس أمام **Durbin – Watson**، [هو عبارة عن إحصائي الاختبار الذي سيتم استخدامه في اختبار الفروض الإحصائية حول الارتباط الذاتي للبواقي **Residuals**] .

ب. ثم أنقر أمام **Collinearity diagnostics** [وهو عبارة عن الأمر الخاص بتحليل الازدواج الخطي بين المتغيرات المستقلة الداخلة في نموذج الانحدار].

ج. ونترك الاختيار الافتراضي لكل من **Estimates** و **Model Fit** كما هو نشطا..

د. ثم اضغط **Continue** للعودة إلى المربع الحواري الأساسي.

3) ومن المربع الحواري الأساسي: أنقر فوق الاختيار **Save** سوف يظهر المربع الحواري التالي:

Linear Regression: Save

Predicted Values
- [x] Unstandardized
- [ ] Standardized
- [ ] Adjusted
- [ ] S.E. of mean predictions

Distances
- [ ] Mahalanobis
- [ ] Cook's
- [ ] Leverage values

Prediction Intervals
- [ ] Mean
- [ ] Individual

Confidence Interval: 95 %

Residuals
- [ ] Unstandardized
- [x] Standardized
- [ ] Studentized
- [ ] Deleted
- [ ] Studentized deleted

Influence Statistics
- [ ] DfBeta(s)
- [ ] Standardized DfBeta(s)
- [ ] DfFit
- [ ] Standardized DfFit
- [ ] Covariance ratio

Save to New File
- [ ] Coefficient statistics File...

Export model information to XML file

Browse

Continue
Cancel
Help

في هذا المربع الحواري :

أ. أنقر بالماوس أمام **Unstandardized** من الاختيارات الخاصة بـ **Predicted Values**

ب. أنقر بالماوس أمام **standardized** من الاختيارات الخاصة بـ **Residuals**

ج. ثم اضغط **Continue** للعودة إلى المربع الحواري الأساسي.

4) ومن المربع الحواري الأساسي: أنقر فوق الاختيار **Plots** سوف يظهر المربع الحواري التالي:

Linear Regression: Plots

DEPENDNT
*ZPRED
*ZRESID
*DRESID
*ADJPRED
*SRESID
*SDRESID

Previous Scatter 1 of 1 Next

Y:
X:

Continue
Cancel
Help

Standardized Residual Plots
Histogram
☑ Normal probability plot

Produce all partial plots

في هذا المربع الحواري:

أ. أنقر أمام **Normal probability plot** من الاختيارات الموجودة تحت **Standardized Residual Plots** .

ب. ثم اضغط **Continue** للعودة إلى المربع الحواري الأساسي.

5) ومن المربع الحواري الأساسي: اضغط **ok**، سنحصل على مخرجات تحليل الانحدار.

التعليق على النتائج والحكم على صلاحية نموذج الانحدار الذي تم توفيقه:

أولاً: نموذج الانحدار المقدر:

$$Y = 4.421 + 0.345 X_1 - 1.367 X_2 + 0.209 X_3$$

من نموذج الانحدار المقدر السابق، يتضح لنا:

- الجزء الثابت (β_0): نجد أنه يساوى (**4.421**) .
- معامل الانحدارات
  - o (β_1) تساوي (**0.345**).
  - o (β_2) تساوي (**1.367-**).
  - o (β_3) تساوي (**0.209**).

ثانياً: الشروط النظرية.

أ) اتفاق (أو منطقية) إشارات وقيمة معاملات الانحدار:

يلاحظ هنا أن الظاهرة محل الدراسة لم تكن هناك قيودا محددة سواء حول إشارات أو معاملات الانحدار، وبالتالي فإننا ننتقل إلى المرحلة التالية من مراحل فحص نموذج الانحدار الجيد.

2) القدرة التفسيرية للنموذج :

بالرجوع إلى الجدول الذي يتضمن النتائج الخاصة بمعامل التحديد في صفحة المخرجات، نجد أن معامل التحديد المعدل يساوى **65.2** ٪ ، وهذا معناه أن المتغيرات المستقلة (X_1, X_2, X_3) تفسر **65.2** ٪ من التغيرات التي تحدث في المتغير التابع (Y)، والباقي (**34.8** ٪) يرجع إلى عوامل أخرى منها الخطأ العشوائي.

ثالثاً: الشروط الرياضية.

أ) المعنوية الكلية للنموذج :

- **الفروض الإحصائية:**

الفرض العدمي (H_0): نموذج الانحدار غير معنوي.

الفرض البديل (H_1): نموذج الانحدار معنوي.

- **الفروض بشكل آخر:**

الفرض العدمي (H_0): جميع معاملات الانحدار غير معنوية (لا تختلف عن الصفر) .

الفرض البديل (H_1): واحد على الأقل من معاملات الانحدار معنوية (تختلف عن الصفر).

- **تفريغ النتائج والتعليق عليها:**

التعليق:

يتضح من جدول تحليل التباين المبين في الصفحة التالية: أن قيمة الاحتمال **P.Value** تساوى صفر، وهى أقل من مستوى المعنوية 5 ٪، وبالتالي فإننا نرفض الفرض العدمي القائل بأن نموذج الانحدار غير معنوي، ومن ثم فإن هناك واحد على الأقل من معاملات الانحدار تختلف عن الصفر.

جدول تحليل التباين ANOVA

لنموذج الانحدار المتعدد

P. Value	ف المحسوبة F_{cal}	متوسط المربعات MS	مجموع المربعات SS	درجات الحرية DF	المصدر Source
0.000	12.874	2.292	6.877	3	الانحدار
◦	◦	0.178	2.849	16	الخطأ
◦	◦	*	9.726	19	الكلى

2) المعنوية الجزئية للنموذج:

- شكل الفروض الإحصائية:

أ- بالنسبة لـ (B_0):

$$H_0 : B_0 = 0$$
$$H_1 : B_0 \neq 0$$

ب- بالنسبة لـ (B_1):

$$H_0 : B_1 = 0$$
$$H_1 : B_1 \neq 0$$

ج- بالنسبة لـ (B_2):

$$H_0 : B_2 = 0$$
$$H_1 : B_2 \neq 0$$

د- بالنسبة لـ (B_3):

$$H_0 : B_3 = 0$$
$$H_1 : B_3 \neq 0$$

■ تفريغ النتائج والتعليق عليها:

نتائج اختبار معنوية معاملات

الانحدار المتعدد

المعاملات	قيمة معاملات الانحدار	قيمة إحصائي الاختبار (ت)	P. Value
B_0	4.421	11.895	0.000
B_1	0.345	0.931	0.365
B_2	-1.367	-5.545	0.000
B_3	0.209	3.854	0.001

التعليق:

بالنسبة لـ (B_0): نجد أن قيمة الاحتمال P.Value تساوى صفر، وهى أقل من مستوى المعنوية 5 ٪، وبالتالي فإننا نرفض الفرض العدمي القائل بأن المقدار الثابت في نموذج الانحدار غير معنوي.

و بالنسبة لـ (B_1): نجد أن قيمة الاحتمال **P.Value** تساوى **0.365** وهى أكبر من مستوى المعنوية 5 ٪، وبالتالي فإننا نقبل الفرض العدمي القائل بأن معامل (B_1) في نموذج الانحدار المقدر غير معنوي.

و بالنسبة لـ (B_2): نجد أن قيمة الاحتمال **P.Value** تساوى صفر، وهى أقل من مستوى المعنوية **5** ٪ ، وبالتالي فإننا نرفض الفرض العدمي القائل بأن معامل (B_2) في نموذج الانحدار المقدر غير معنوي.

و بالنسبة لـ (B_3)،نجد أن قيمة الاحتمال **P.Value** تساوى **0.001**، وهى أقل من مستوى المعنوية **5** ٪، وبالتالي فإننا نرفض الفرض العدمي القائل بأن معامل (B_3) في نموذج الانحدار المقدر غير معنوي.

3) شروط المربعات الصغرى العادية.

الشرط الأول: اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي Normality Test

- الفروض الإحصائية:

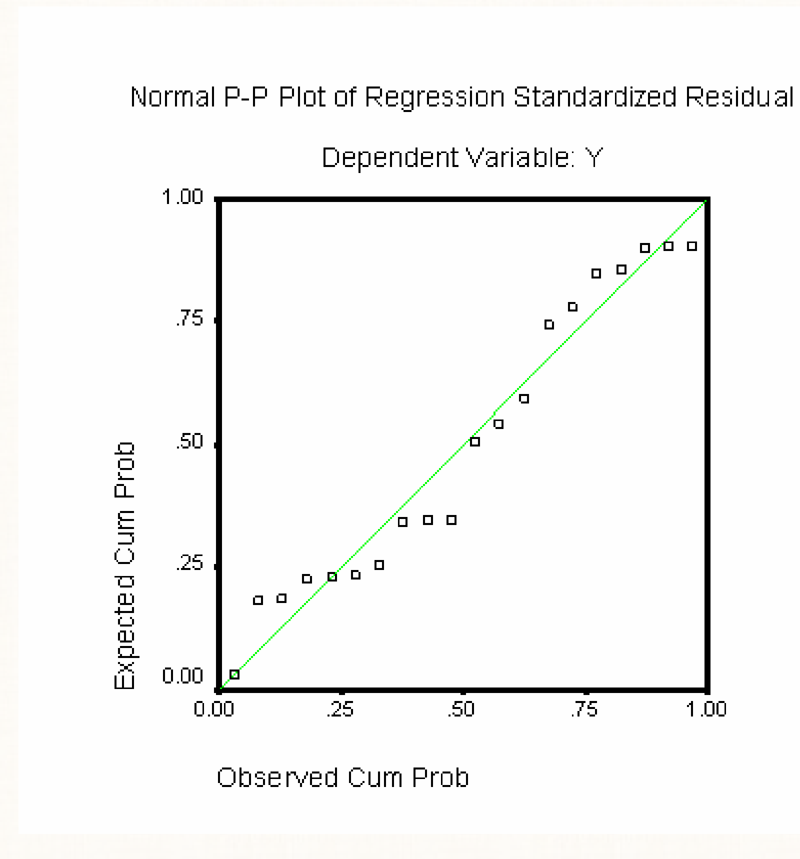
الفرض العدمي (**H0**): البواقي تتبع التوزيع الطبيعي.

الفرض البديل (**H1**): البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي.

ويتم دراسة اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي بطريقتين:

الطريقة الأولى: بيانياً

وذلك من خلال فحص الشكل البياني للعلاقة بين الاحتمال التجميعي المشاهد والاحتمال التجميعي المتوقع للبواقي المعيارية.

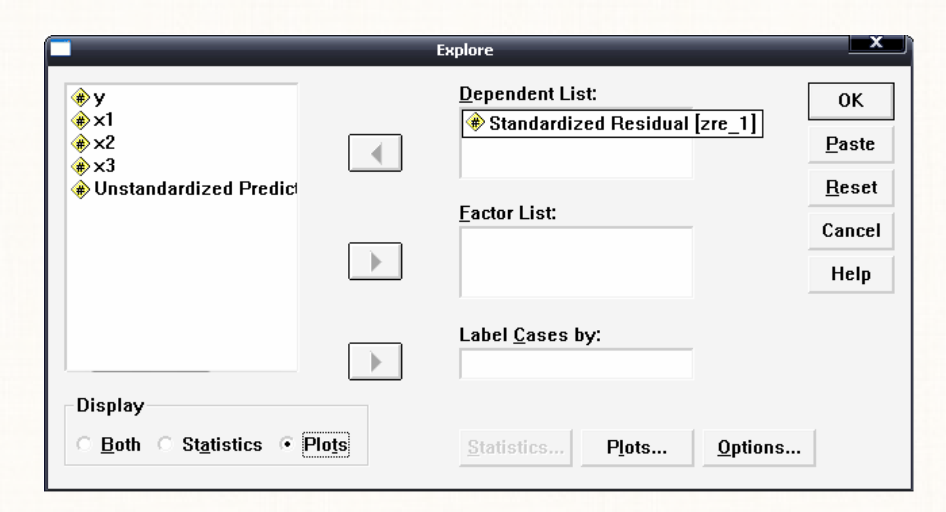


وكما هو موضح بالشكل السابق: نجد أن البواقي تتوزع بشكل عشوائي على جانبي الخط، مما يعنى أن البواقي تتوزع توزيعا معتدلا (أي تتبع التوزيع الطبيعي).

الطريقة الثانية: حسابيا باستخدام اختبار كل من اختبار (كلومجروف – سيمرنوف)، واختبار (شابيرو – ويليك):

☑ **الخطوات**

1) افتح قائمة **Analyze** ، ومن القائمة الفرعية لـ **Descriptive Statistics** اختر **Explore** ، سيظهر لنا المربع الحواري التالي:



2) ا ربع ا واري الذي أمامك:

أ- قم بنقل ا تغ **Standardized Residual** إ ا ربع الذي بعنوان **Dependent List**.

ب- ومن الاختيارات **Display** اختر **Plots**.

ج- أنقر فوق الاختيار **..Plots** نفس ا ربع ا واري الذي أمامك، سيظهر لنا مربع حواري جديد، كما يلي:

Explore: Plots

Boxplots
Factor levels together
Dependents together
None

Descriptive
Stem-and-leaf
Histogram

Continue
Cancel
Help

Normality plots with tests

Spread vs. Level with Levene Test
None
Power estimation
Transformed Power: Natural log
Untransformed

3) هذا ا ربع ا واري: قم ا يلي:

أ- نشط الاختيار Normality Plots with tests من خلال الضغط مرة واحدة با اوس ا ربع الذي أمام هذا الاختيار.

ب- من الاختيارات Boxplots اختر None. قم بتعطيل الاختيار Stem – and – Leaf، ا دف من هذه ا طوة هو تقليل ا خرجات ا لسنا حاجة إليها.

ج- اضغط Continue للعودة للمربع ا واري السابق.

4) اضغط OK، سنحصل على النتـائج التاليـة نافـذة ا خرجـات Output:

Tests of Normality

	Kolmogorov-Smirnov[a]			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	.166	20	.149	.929	20	.189

a. Lilliefors Significance Correction

- **تفريغ النتائج والتعليق:**

نتائج اختبار اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي

بيان	إحصائي الاختبار	درجات الحرية	P. value
اختبار كلومجروف – سيمرنوف	0.166	20	0.149
اختبار ويلك – شابيرو	0.929	20	0.189

- **طريقة التعليق:**

يتضح من نتائج التحليل الإحصائي أن قيمة **P.Value** أكبر من مستوى المعنوية **0.05** في كلا الاختبارين، ومن ثم فإننا نقبل الفرض العدمي القائل بأن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي، وهو ما يدعم النتيجة التي توصلنا إليها من خلال الرسم البياني. وبالتالي فإن الشرط الأول [شرط اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي] من شروط استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية متوافر.

الشرط الثاني: الاستقلال الذاتي للبواقي:

- **الفروض الإحصائية:**

الفرض العدمي (H_0): يوجد استقلال بين البواقي (لا يوجد ارتباط ذاتي بين البواقي).

الفرض البديل (H_1): لا يوجد استقلال بين البواقي (يوجد ارتباط ذاتي بين البواقي).

■ أداة الحكم:

يتم الحكم على مدى وجود استقلال ذاتي بين البواقي من خلال اختبار Durbin – Watson Test .

■ خطوات تنفيذ الاختبار:

الخطوة الأولى: حساب إحصائي الاختبار (DW):

من جدول المخرجات الخاص بمعامل التحديد وإحصائي اختبار داربن – واتسون، نجد أن قيمة(DW) تساوي (1.488).

الخطوة الثانية: إيجاد القيمة الحرجة (وذلك من جدول القيم الحرجة لـ Durbin – Watson):

وهنا نجد أن القيم الحرجة عند k = 3 ، n = 16 كما يلي:

$$d_L = 0.86$$
$$d_u = 1.73$$

الخطوة الثالثة: اتخاذ القرار:

اتخاذ القرار بشان قبول أو رفض الفرض العدمي بشأن الارتباط الذاتي للبواقي، يتم وفقاً للقواعد الآتية:

أ) نرفض الفرض العدمي في حالتين:

الحالة الأولى: إذا كان ($4-d_L < DW < 4$).

الحالة الثانية: إذا كان ($0 < DW < d_L$).

2) ونقبل الفرض العدمي في حالتين:

الحالة الأولى: إذا كان ($2 < DW < 4-d_u$).

الحالة الثانية: إذا كان ($d_u < DW < 2$).

3) هذا بالإضافة إلى أنه هناك حالتين يكون فيهما القرار غير محدد، بمعنى أننا لا نستطيع تحديد هل يوجد ارتباط ذاتي أم لا:

الحالة الأولى: ($4-d_u < DW < 4-d_L$).

الحالة الثانية: عندما ($d_L < DW < d_u$).

وهنا نجد أن: $d_L < DW < d_u$ ، حيث ($0.86 < DW < 1.73$) . وبالتالي – وفقا لاختبار (داربن – واتسون)– لم نصل إلى قرار محدد بشأن الارتباط الذاتي للبواقي. لذا يتعين البحث عن أسلوب أو اختبار آخر خلاف هذا الاختبار.

الشرط الثالث : اختبار تجانس البواقي (اختبار ثبات التباين):

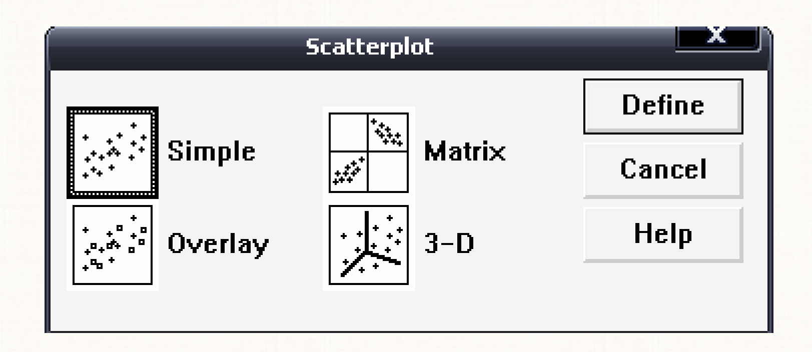
يتم الحكم على مدى تجانس أو ثبات تباين الأخطاء بطريقتين:

الطريقة الأولى: من خلال الرسم البياني:

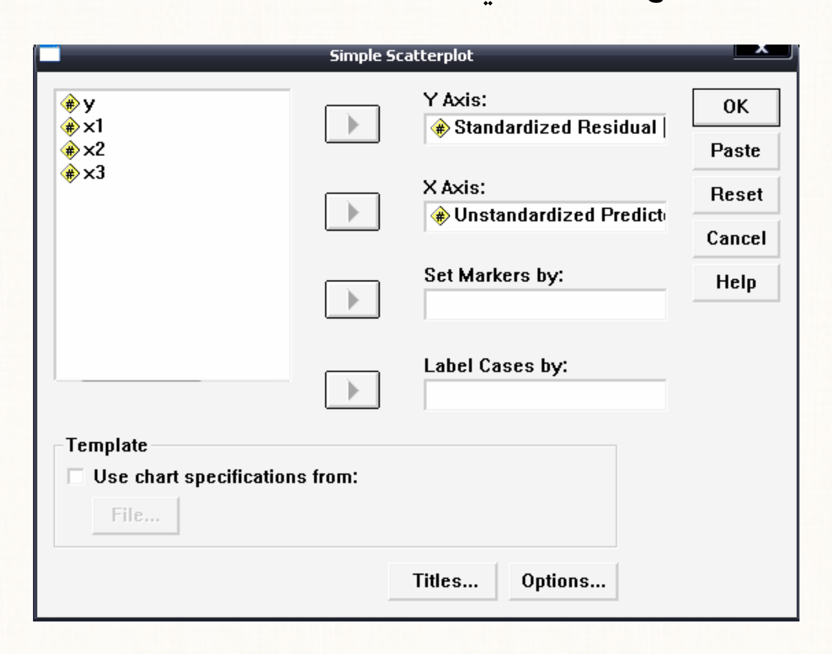
وذلك من خلال فحص شكل انتشار البواقي المعيارية مع القيم الاتجاهية للمتغير التابع.

الخطوات:

أ) افتح قائمة **Graphs** واختر **Scatter** سوف يظهر المربع الحواري التالي:



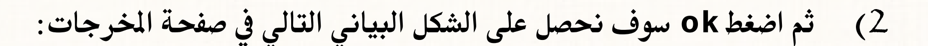
في هذا المربع الحواري: أنقر مرة واحدة بالماوس فوق **Simple**، ثـم أنقـر فـوق **Define** سيظهر المربع الحواري التالي:



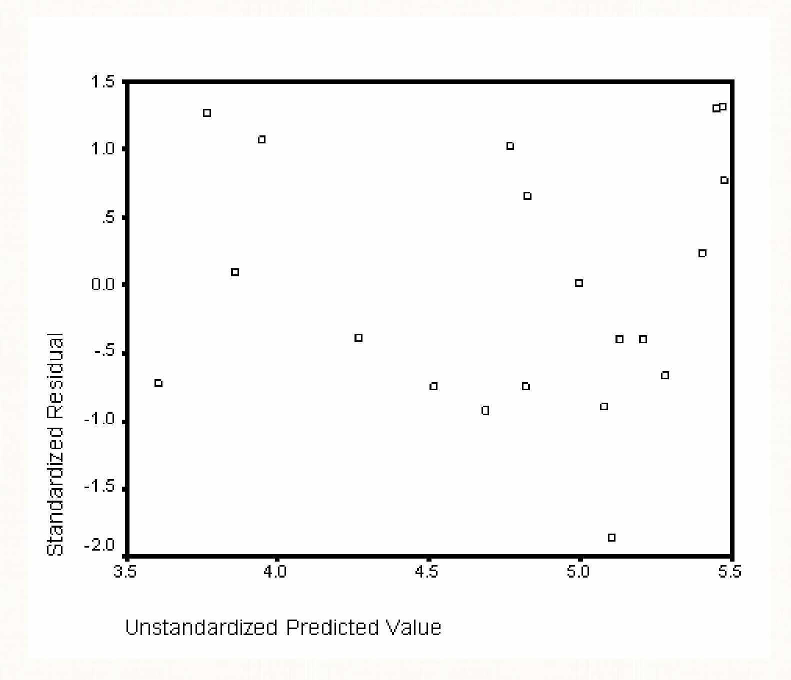
في هذا المربع الحواري:

أ- قم بنقل المتغير الخاص بالقيم المعيارية للبواقي **Standard residual [zre_1]** إلى المربع الذي بعنوان **Y Axis**.

ب- قم بنقل المتغير الخاص بالقيم المتوقعة (الاتجاهية) للمتغير التابع **Unstandardized Predicted Value** **[pre_1]** إلى المربع الذي بعنوان **X Axis**.



2) ثم اضغط **ok** سوف نحصل على الشكل البياني التالي في صفحة المخرجات:



يلاحظ هنا أن:

انتشار وتوزيع البواقي يأخذ شكل عشوائي على جـانبي الخــط الـذي يمثـل الـصفر (وهو الخط الذي يفصل بين البواقي السالبة والبواقي الموجبة)، حيث أنه لا يمكننا رصد نمط أو شكل معين لتباين هذه البواقي ، وهو ما يعنى أن هناك تجانس أوثبات في تباين الأخطاء. وبالتالي فإن الشرط الثالـث [شـرط ثبـات التبـاين للبـواقي] مـن

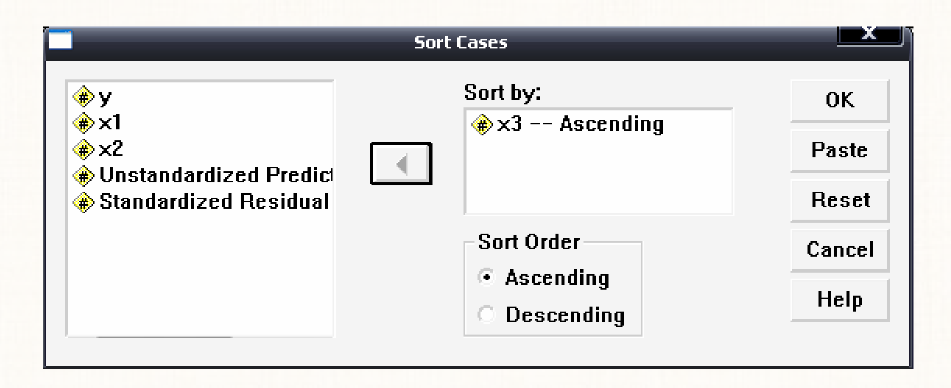
شروط استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية متوافر. ولزيادة التأكد سوف نقوم بتطبيق طريقة Goldfield – Quandt لاختبار ثبات التباين.

الطريقة الثانية: الطريقة الحسابية (طريقة Goldfield – Quandt)

الخطوات:

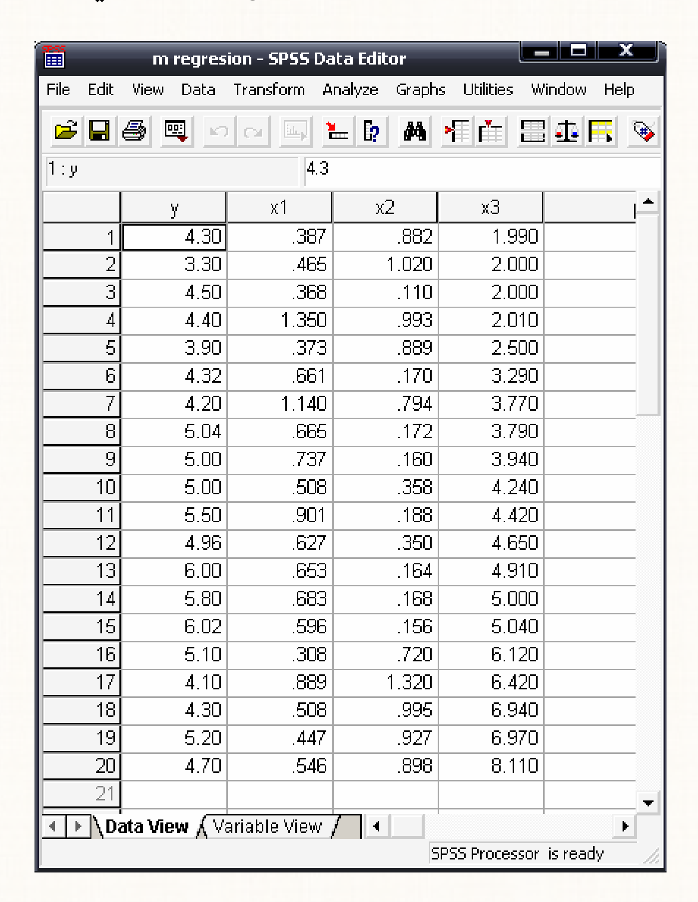
1. يتم ترتيب المشاهدات ترتيبا تصاعديا أو تنازليا وفقا لأحد المتغيرات المستقلة.

أ. افتح قائمة Data واختر Sort Cases سوف يظهر المربع الحواري التالي:



ب. في هذا المربع الحواري: قم بنقل المتغير المستقل (x3) إلى المربع الذي بعنوان Sort by. ولاحظ هنا أن الاختيار الافتراضي لطريقة ترتيب المشاهدات Sort Order هي الترتيب التصاعدي Ascending (سنتركه كما هو).

ت. اضغط ok، ستجد انه قد تم ترتيب المشاهدات ترتيبا تصاعديا (الأصغر فالأكبر) وفقا للمتغير المستقل (x3)، كما هو موضح بالشكل التالي:



	y	x1	x2	x3
1	4.30	.387	.882	1.990
2	3.30	.465	1.020	2.000
3	4.50	.368	.110	2.000
4	4.40	1.350	.993	2.010
5	3.90	.373	.889	2.500
6	4.32	.661	.170	3.290
7	4.20	1.140	.794	3.770
8	5.04	.665	.172	3.790
9	5.00	.737	.160	3.940
10	5.00	.508	.358	4.240
11	5.50	.901	.188	4.420
12	4.96	.627	.350	4.650
13	6.00	.653	.164	4.910
14	5.80	.683	.168	5.000
15	6.02	.596	.156	5.040
16	5.10	.308	.720	6.120
17	4.10	.889	1.320	6.420
18	4.30	.508	.995	6.940
19	5.20	.447	.927	6.970
20	4.70	.546	.898	8.110
21				

2. يتم استبعاد 20٪ من المشاهدات في المنتصف، أي أننا سوف نستبعد 4 مشاهدات من المنتصف[1]. والمشاهدات التي سيتم استبعادها هي المشاهدة رقم(9)، (10)، (11)، (12). في هذه الحالة سيكون لدينا سلسلتين، كل سلسلة ستضم 8 مشاهدات: السلسلة الأولى تضم المشاهدات رقم (1)،

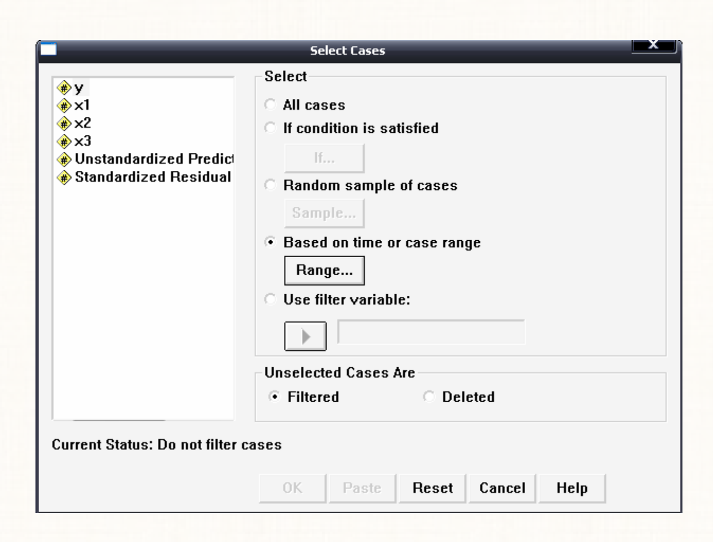
[1] (20 × 0.20 = 4 مشاهدة).

(2)........... إلى المشاهدة رقم(8)، والسلسلة الثانية وتضم المشاهدات رقم (13)، (14)........ إلى المشاهدة رقم (20).

3. ثم نقوم بحساب مجموع مربعات الخطأ (SSE) لكل سلسلة من السلسلتين، وذلك من جدول تحليل التباين لمعادلة الانحدار لكل سلسلة. وفيما يلي الخطوات بالتفصيل:

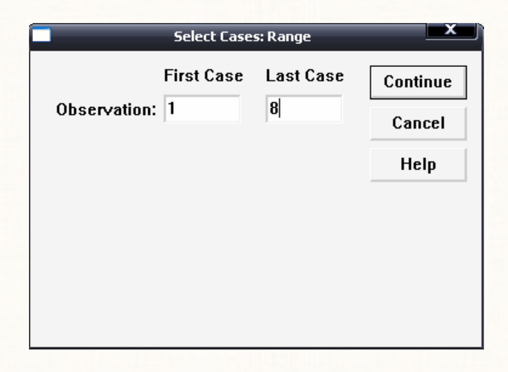
أ. يتم الإبقاء على المشاهدات الخاصة بالسلسلة الأولى واستبعاد باقي المشاهدات، كما يلي:

- افتح قائمة Data واختر Select Cases سوف يظهر المربع الحواري التالي:

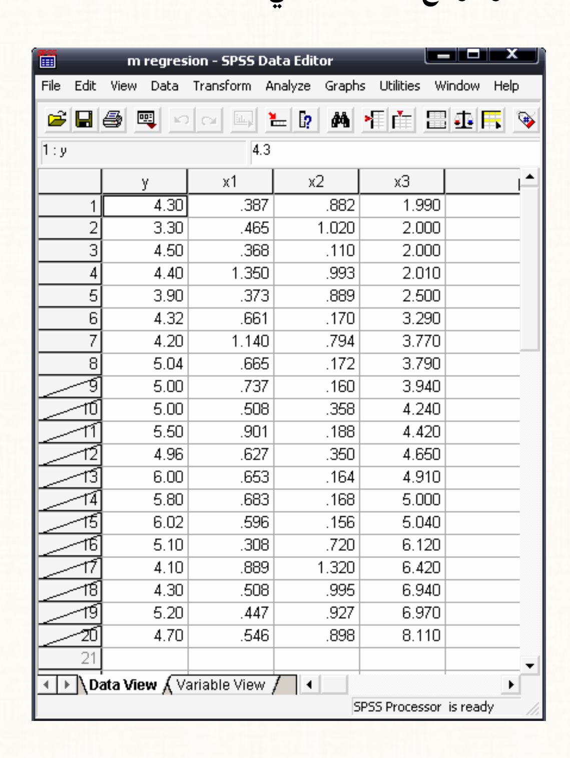


- في المربع الحواري الذي أمامك:

انقر أمام طريقة الاختيار Based on time or case range ثم أنقر فوق Range سوف يظهر المربع الحواري التالي:



- في المربع الحواري الذي أمامك: قم بإدخال بداية ونهاية رقم المـشاهدات الـتي سيتم الإبقاء عليها. ثم اضغط **Continue** للعودة للمربع الحـواري الـسابق، ثم اضغط **ok**، ستجد أن البرنـامج قد أبقي على المشاهدات الثمانيـة الأولى فقط واستبعاد باقي المشاهدات، كما هو موضح بالشكل التالي:



	y	x1	x2	x3
1	4.30	.387	.882	1.990
2	3.30	.465	1.020	2.000
3	4.50	.368	.110	2.000
4	4.40	1.350	.993	2.010
5	3.90	.373	.889	2.500
6	4.32	.661	.170	3.290
7	4.20	1.140	.794	3.770
8	5.04	.665	.172	3.790
9	5.00	.737	.160	3.940
10	5.00	.508	.358	4.240
11	5.50	.901	.188	4.420
12	4.96	.627	.350	4.650
13	6.00	.653	.164	4.910
14	5.80	.683	.168	5.000
15	6.02	.596	.156	5.040
16	5.10	.308	.720	6.120
17	4.10	.889	1.320	6.420
18	4.30	.508	.995	6.940
19	5.20	.447	.927	6.970
20	4.70	.546	.898	8.110
21				

ب. ثم نقوم بعد ذلك بتنفيذ خطوات إيجاد نموذج انحدار (y) على (x's) للسلسلة الأولى. ومن مخرجات هذا التحليل، سوف نهتم بجدول تحليل التباين التالي:

ANOVA[b]

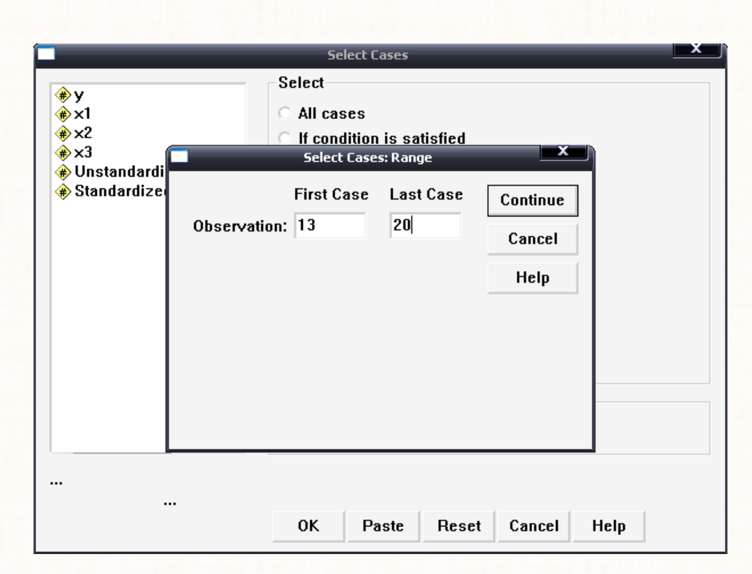
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1.022	3	.341	1.889	.273[a]
	Residual	.721	4	.180		
	Total	1.744	7			

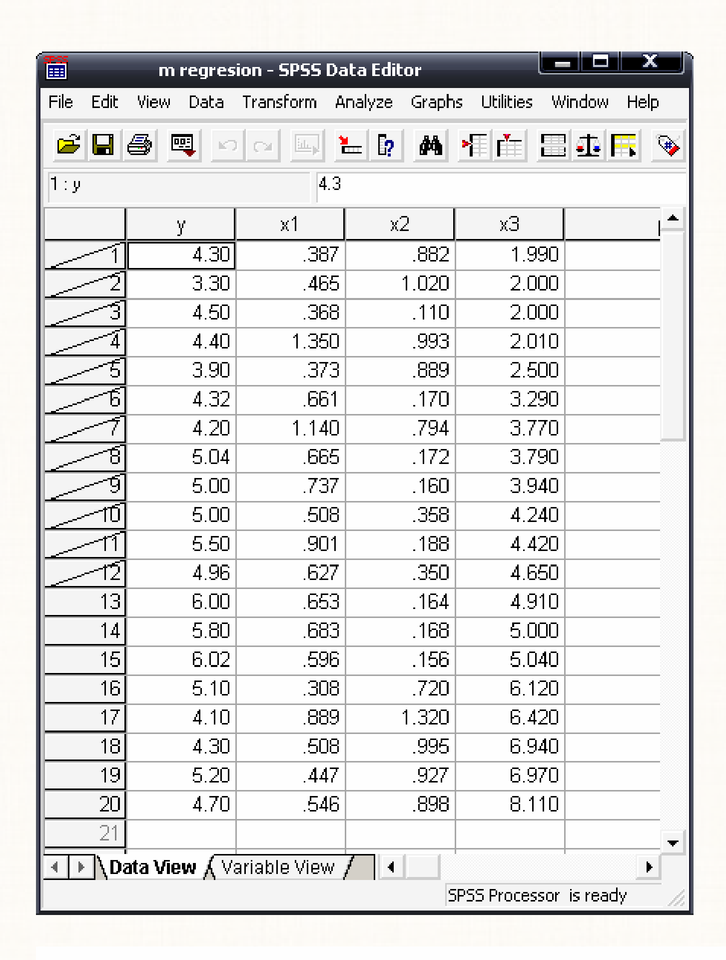
a. Predictors: (Constant), X3, X1, X2

b. Dependent Variable: Y

من هذا الجدول نجد أن: مجموع مربعات الخطأ $(SSE)_{(1)}$ للسلسلة الأولى تساوي(**0.721**).

ج. وبنفس الأسلوب يتم إيجاد مجموع مربعات الخطأ $(SSE)_{(2)}$ للسلسلة الثانية كما يلي:





m regresion - SPSS Data Editor

	y	x1	x2	x3
1	4.30	.387	.882	1.990
2	3.30	.465	1.020	2.000
3	4.50	.368	.110	2.000
4	4.40	1.350	.993	2.010
5	3.90	.373	.889	2.500
6	4.32	.661	.170	3.290
7	4.20	1.140	.794	3.770
8	5.04	.665	.172	3.790
9	5.00	.737	.160	3.940
10	5.00	.508	.358	4.240
11	5.50	.901	.188	4.420
12	4.96	.627	.350	4.650
13	6.00	.653	.164	4.910
14	5.80	.683	.168	5.000
15	6.02	.596	.156	5.040
16	5.10	.308	.720	6.120
17	4.10	.889	1.320	6.420
18	4.30	.508	.995	6.940
19	5.20	.447	.927	6.970
20	4.70	.546	.898	8.110

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	3.600	3	1.200	14.373	.013[a]
	Residual	.334	4	8.350E-02		
	Total	3.934	7			

a. Predictors: (Constant), X3, X1, X2

b. Dependent Variable: Y

إذا مجموع مربعات الخطأ $(SSE)_{(2)}$ للسلسلة الثانية تساوي **(0.334)**.

د. ثم يتم حساب قيمة ($\hat{F}$) المحسوبة، كما يلي:

$$\hat{F} = \frac{(SSE)_2}{(SSE)_1} = \frac{0.334}{0.721} = 0.4632$$

ه. وهنا نجد أن قيمة ($\hat{F}$) المحسوبة تساوي **0.4632** وهي أقل من القيمة الجدولية $F_{(8,8,0.05)}$ التي تساوى **3.44** ، إذا نقبل الفرض العدمي القائل بأن هناك تجانس أو ثبات في تباين الأخطاء. وهو ما يتفق مع النتيجة التي توصلنا إليها من الرسم البياني.

الشرط الرابع : شرط عدم الازدواج الخطى بين المتغيرات التفسيرية (المستقلة):

أولاً: باستخدام معامل تضخم التباين (VIF):

نحصل على قيم هذا المعامل من جدول المعاملات **Coefficients** في صفحة المخرجات، كما هو موضح بالشكل التالي:

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	4.421	.372		11.895	.000		
	X1	.345	.370	.128	.931	.365	.976	1.025
	X2	-1.367	.247	-.767	-5.545	.000	.955	1.047
	X3	.209	.054	.536	3.854	.001	.946	1.057

a. Dependent Variable: Y

تفريغ النتائج والتعليق:

المتغير	VIF	Tolerance
X1	1.025	0.976
X2	1.047	0.955
X3	1.057	0.946

طبقاً للنتائج الموضحة في الجدول السابق:

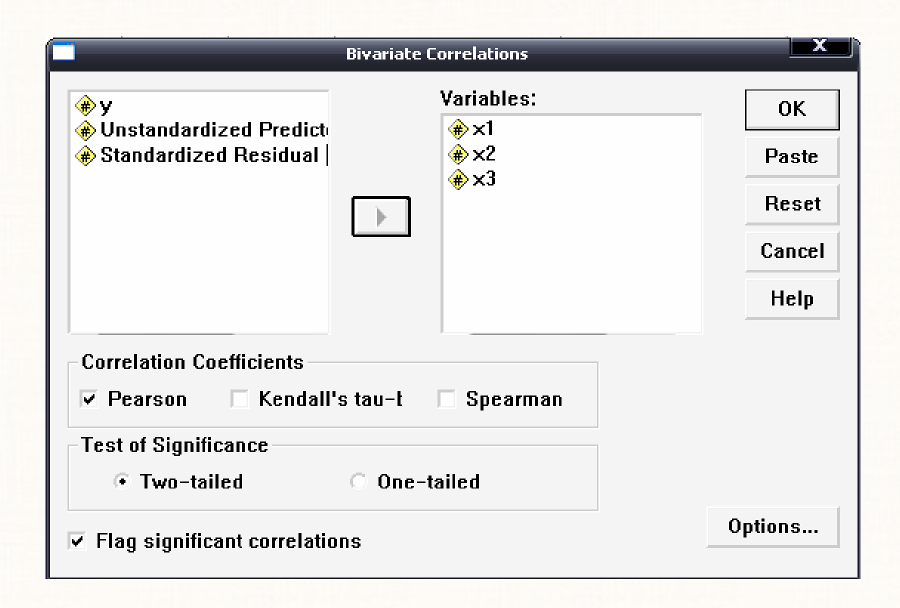
نجد أن جميع قيم هذا المعامل أقل من (5)، وبالتالي لا يوجد ازدواج خطى بين المتغيرات المستقلة.

ملحوظة هامة جدا: معامل **Tolerance** هو مقلوب **(VIF)** أي أن $VIF = \frac{1}{Tolerance}$.

ثانيا: مصفوفة الارتباط Correlation Matrix

الخطوات:

1) افتح قائمة **Analyze** ومن الأمر **Correlate** اختر **Bivariate**، سوف يظهر المربع الحواري التالي:



2) في هذا المربع الحواري: قم بنقل المتغيرات المستقلة (X_1, X_2, X_3) إلى المربع الذي بعنوان **Variables**، ثم اضغط **ok**، سنحصل على مصفوفة الارتباط التالية:

Correlations

		X1	X2	X3
X1	Pearson Correlation	1.000	.071	-.122
	Sig. (2-tailed)	.	.765	.608
	N	20	20	20
X2	Pearson Correlation	.071	1.000	.188
	Sig. (2-tailed)	.765	.	.427
	N	20	20	20
X3	Pearson Correlation	-.122	.188	1.000
	Sig. (2-tailed)	.608	.427	.
	N	20	20	20

يتضح مما سبق :

أن جميع معـاملات الارتبـاط أقـل مـن (0.70)، هـذا بالإضـافة إلى عـدم معنويـة معاملات الارتباط في الحالات الثلاثـة، وبالتـالي نـستطيع أن القـول بأنـه لا توجـد مشكلة للازدواج الخطى في نموذج الانحدار المقدر.

الفصل التاسع

التحليل العاملي

Factor Analysis

التحليل العاملي

Factor Analysis

مراحل تنفيذ التحليل العاملي:

المرحلة الأولى: فحص مصفوفة الارتباط:

يقصد بها التأكد من أنه لا يوجد متغيرات في مصفوفة الارتباط له معامل ارتباط مع كل أو معظم المتغيرات:

أ. قيمته تساوي (±1)، (الارتباط التام).

ب. أو تساوي الصفر، (عدم وجود ارتباط).

ج. أو أقل من 0.25 بصرف النظر عن الإشارة[1]، (ارتباط ضعيف جدا).

د. أو أكبر من 0.90 بصرف النظر عن الإشارة، (ارتباط عال جدا).

وفي حالة وجود متغير تتوافر فيه أيا من الشروط الأربعة السابقة يتم حذفه قبل إجراء التحليل.

المرحلة الثانية: التأكد من عدم وجود مشكلة الازدواج الخطي: Multi-Collinearity

على الرغم من أن الهدف من توافر الشرط الأول والرابع في المرحلة السابقة هو تفادي مشكلة الازدواج الخطي، إلا أنه قد نجد أن المشكلة مازالت قائمة.

---

[1] بصرف النظر عن الإشارة نع ا القيمة ا طلقة.

وبصفة عامة، يتم الحكم على وجود أو عدم وجود مشكلة الازدواج الخطي من خلال إيجاد محدد مصفوفة الارتباط . فإذا كانت قيمة هذا المحدد أكبر من **0.00001** (واحد من مائة ألف)، هنا نحكم بعدم وجود مشكلة للازدواج الخطي بين المتغيرات. أما إذا كانت قيمته أقل من **0.00001** ، في هذه الحالة نقوم باستبعاد المتغيرات التي لها معامل ارتباط أكبر **0.80** (بصرف النظر عن الإشارة). (راجع في ذلك **Andy Field**).

المرحلة الثالثة: مدى كفاية حجم العينة:

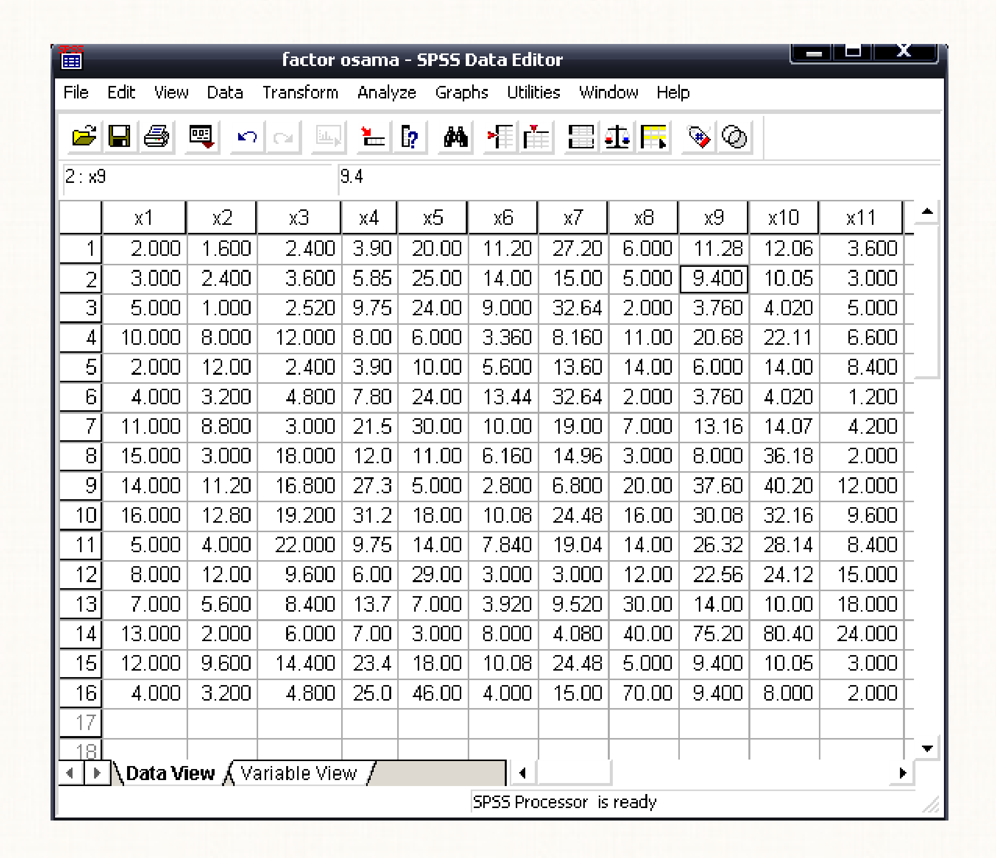
كما سبق وأن أشرنا إلى أن التحليل العاملي يعتمد على هيكل الارتباطات بين المتغيرات، ومن المعروف أن قيمة معامل الارتباط تتأثر بحجم العينة، فإن نتائج التحليل العاملي ومدى الاعتمادية على العوامل التي يستخلصها التحليل في تلخيص البيانات سوف تتوقف – أيضا – على حجم العينة.

وبصفة عامة، يتم الحكم على مدي كفاية حجم العينة من خلال اختبار **KMO test**.

المرحلة الرابعة: استخلاص العوامل وتفسير النتائج:

مثال عملي:

بفرض أننا نريد إجراء التحليل العاملي **Factor Analysis** لمجموعة مت المتغيرات الموضحة بالشكل التالي:


factor osama - SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

2 : x9 9.4

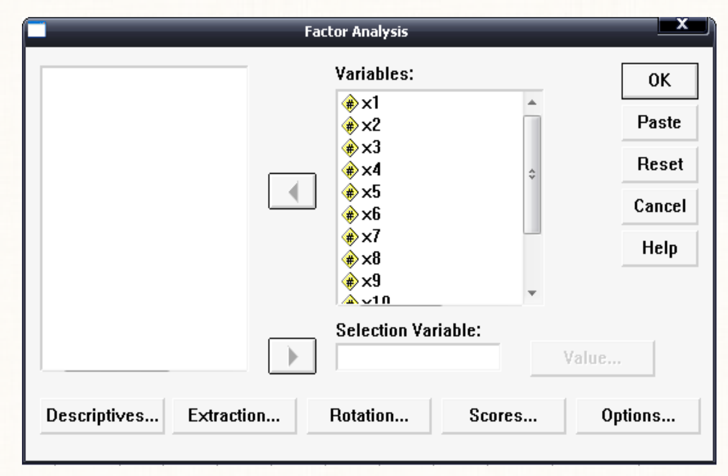
	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8	x9	x10	x11
1	2.000	1.600	2.400	3.90	20.00	11.20	27.20	6.000	11.28	12.06	3.600
2	3.000	2.400	3.600	5.85	25.00	14.00	15.00	5.000	9.400	10.05	3.000
3	5.000	1.000	2.520	9.75	24.00	9.000	32.64	2.000	3.760	4.020	5.000
4	10.000	8.000	12.000	8.00	6.000	3.360	8.160	11.00	20.68	22.11	6.600
5	2.000	12.00	2.400	3.90	10.00	5.600	13.60	14.00	6.000	14.00	8.400
6	4.000	3.200	4.800	7.80	24.00	13.44	32.64	2.000	3.760	4.020	1.200
7	11.000	8.800	3.000	21.5	30.00	10.00	19.00	7.000	13.16	14.07	4.200
8	15.000	3.000	18.000	12.0	11.00	6.160	14.96	3.000	8.000	36.18	2.000
9	14.000	11.20	16.800	27.3	5.000	2.800	6.800	20.00	37.60	40.20	12.000
10	16.000	12.80	19.200	31.2	18.00	10.08	24.48	16.00	30.08	32.16	9.600
11	5.000	4.000	22.000	9.75	14.00	7.840	19.04	14.00	26.32	28.14	8.400
12	8.000	12.00	9.600	6.00	29.00	3.000	3.000	12.00	22.56	24.12	15.000
13	7.000	5.600	8.400	13.7	7.000	3.920	9.520	30.00	14.00	10.00	18.000
14	13.000	2.000	6.000	7.00	3.000	8.000	4.080	40.00	75.20	80.40	24.000
15	12.000	9.600	14.400	23.4	18.00	10.08	24.48	5.000	9.400	10.05	3.000
16	4.000	3.200	4.800	25.0	46.00	4.000	15.00	70.00	9.400	8.000	2.000
17											
18											

Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

الخطوات:

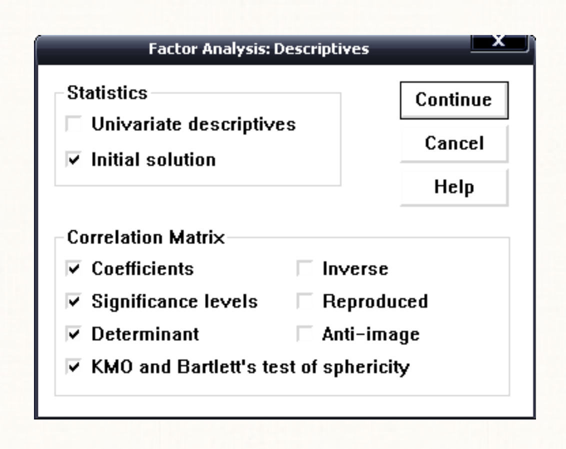
1. افتح قائمة **Analyze**، ومن القائمة الفرعيـة لــ **Data Reduction** اختر الأمر **Factor**، سوف يظهر المربع الحواري التالي:



2. في المربع الحواري الذي أمامك:

قم بنقل جميع المتغيرات (x1, x2 .... x11) إلى المربع الذي بعنوان Variables.

3. ثم أنقر فوق الاختيار Descriptives، سوف يظهر المربع الحواري التالي:



في هذا المربع الحواري :

من الاختيارات الخاصة بمصفوفة الارتباط Correlation Matrix أنقر بالماوس أمام:

أ. الأمر Coefficients: لإظهار معاملات الارتباط بين المتغيرات التي تم إدخالها في التحليل.

ب. الأمر Significance Levels: وذلك لإظهار (P.Value) للحكم على معنوية معاملات الارتباط.

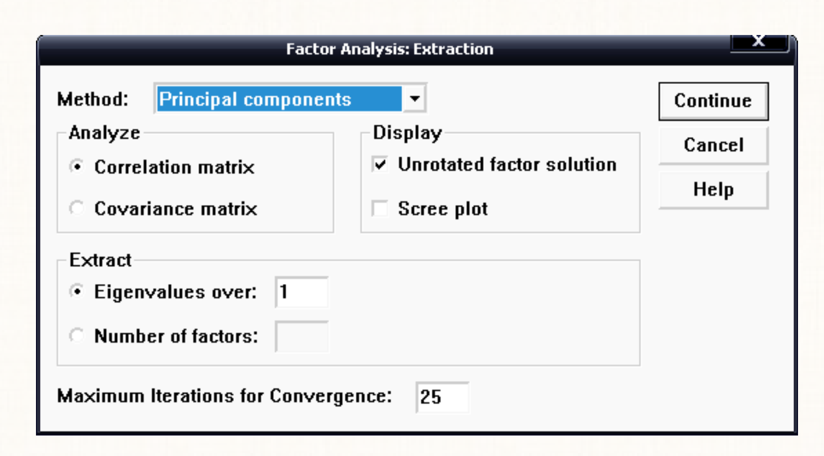
ج. الأمر Determinant: لإظهار قيمة مُحدد مصفوفة الارتباط.

د. الأمر KMO and Bartlett's test of sphericity: لإظهار نتائج اختبار كل من:

- KMO test: للحكم على مدى ملائمة حجم العينة.
- Bartlett's test: لاختبار هل مصفوفة الارتباط هي مصفوفة الوحدة أم لا.

ه. ثم اضغط Continue للعودة إلى المربع الحواري الأساسي.

4. ثم من المربع الحواري الأساسي: أنقر فوق الاختيار Extraction، سوف يظهر المربع الحواري التالي:



في هذا المربع الحواري: سوف نقوم بتنفيذ ما يلي:

أ. من الاختيارات :Method سوف نختار طريقة الاستخلاص Principal components .

ب. ومن الأمر Display سوف نختار Unrotated factor solution

ملحوظة:

- ❖ تتمثل أهمية الأمر (Display) في أنه يوضح التحسن في التفسير بسبب التدوير Rotation، بحيث إذا كان الحل بعد التدوير (Rotated solution) لا يختلف بدرجة كافية عن الحل قبل التدوير، هذا يلفت نظرا إلى ضرورة تغيير إما طريقة استخلاص العوامل Extraction Method كأن نختار طريقة أخري خلاف Principle Component أو اختيار أسلوب آخر للتدوير خلافا لطريقة Varimax.
- ❖ كما نود الإشارة إلى أننا لم نختار Scree plot نظرا لصعوبة تفسير النتائج مع هذا الاختيار.

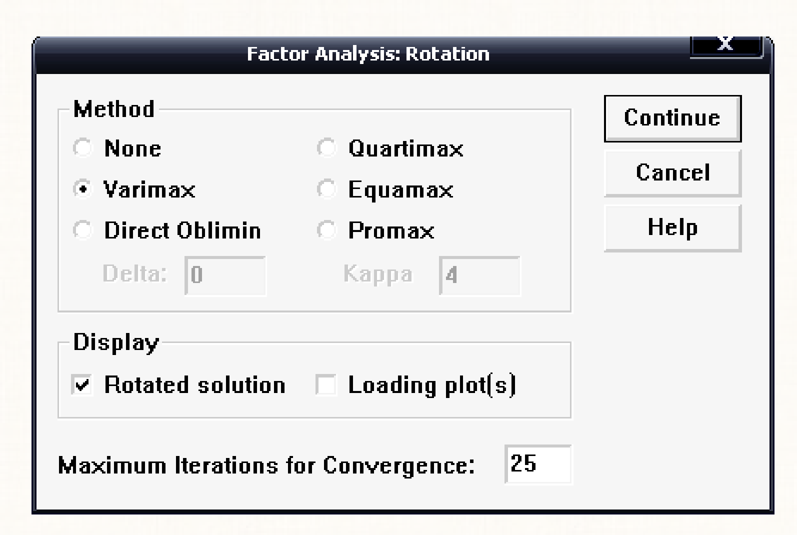
ج. ومن الأمر Extract سوف نختار Eigenvalues over وفي المربع الصغير الذي أمام هذا الاختيار نكتب القيمة (1). وسوف نفسر معنى هذه القيمة عند شرح وتحليل النتائج.

ملحوظة:

لو كنا نريد عدد محدد من العوامل، كنا سنختار **Number of factors** بدلا من **Eigenvalues over**.

د. ثم اضغط **Continue** للعودة إلى المربع الحواري الأساسي.

5. ومن المربع الحواري الأساسي: أنقر فوق الاختيار **Rotation**، سوف يظهر المربع الحواري التالي:



من هذا المربع الحواري: سوف نقوم بتنفيذ ما يلي:

أ. نختار إحدى طرق التدوير **Extraction** التي يوفرها برنامج **SPSS**، وهنا سوف نختار طريقة **Varimax**.

وهنا نود الإشارة إلى أن طرق التدوير تنقسم إلى :

❖ طرق التدوير المتعامد **Orthogonal Rotation**: ومن أمثلة هذه الطرق:

- o طريقة **Varimax**.
- o طريقة **Quartimax**.
- o طريقة **Equamax**

❖ ثم طرق التدوير المائل **Oblique Rotation**: مثال ذلك:

- o طريقة **Direct Oblimin**.
- o طريقة **Promax**

وبصفة عامة يتوقف اختيار أسلوب معين للتدوير سواء المتعامد أو المائل يتوقف على مدى اعتقاد الباحث بوجود ارتباط بين العوامل (وليس المتغيرات) من عدمه. ففي حالة افتراض عدم وجود ارتباط بين العوامل (أي أن العوامل مستقلة) هنا يختار الباحث إحدى طرق التدوير المتعامد. أما في حالة افتراض ويدعمه أساس نظري بوجود ارتباط بين العوامل، في هذه الحالة يختار الباحث إحدى طرق التدوير المائل.

ب. ثم اضغط **Continue** للعودة إلى المربع الحواري الأساسي.

6. **ومن المربع الحواري الأساسي: أنقر فوق الاختيار Options، سوف يظهر المربع الحواري التالي:**

Factor Analysis: Options

Missing Values
- (•) Exclude cases listwise
- ( ) Exclude cases pairwise
- ( ) Replace with mean

Continue
Cancel
Help

Coefficient Display Format
- [x] Sorted by size
- [x] Suppress absolute values less than: .35

في هذا المربع الحواري:

أ. أنقر أمام الاختيار **Sorted by size**

ب. ثم أنقر أمام الاختيار **Suppress absolute value less than:**، ثم في الخانة التي أمام هذا الاختيار أدخل القيمة (**0.35**) بدلا من (**0.10**).

ج. ثم اضغط **Continue** للعودة إلى المربع الحواري الأساسي.

7. ومن المربع الحواري الأساسي: اضغط ok، سنحصل على نتائج التحليل العاملي في صفحة المخرجات، وفيما يلي شرح لمعني أهم الجداول:

تفسير النتائج:

أولاً: جدول مصفوفة الارتباط Correlation Matrix:

يتكون هذا الجدول من جزءين:

الجزء الأول (العلوي): يتضمن معاملات ارتباط بيرسون **Correlation**، **والجزء الثاني (السفلي)** يتضمن قيمة الاحتمال لمعنوية معاملات الارتباط (من طرف واحد) **Sig (1 – tailed)**.

Correlation Matrix[a]

		X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11
Correlation	X1	1.000	.398	.622	.588	-.386	-.226	-.281	-.021	.501	.610	.294
	X2	.398	1.000	.334	.427	-.146	-.380	-.313	-.095	.069	.038	.199
	X3	.622	.334	1.000	.432	-.384	-.271	-.156	-.085	.258	.359	.102
	X4	.588	.427	.432	1.000	.187	-.134	.072	.314	.084	.030	-.088
	X5	-.386	-.146	-.384	.187	1.000	.231	.343	.231	-.475	-.551	-.525
	X6	-.226	-.380	-.271	-.134	.231	1.000	.710	-.459	-.205	-.233	-.433
	X7	-.281	-.313	-.156	.072	.343	.710	1.000	-.418	-.542	-.553	-.656
	X8	-.021	-.095	-.085	.314	.231	-.459	-.418	1.000	.362	.252	.344
	X9	.501	.069	.258	.084	-.475	-.205	-.542	.362	1.000	.928	.789
	X10	.610	.038	.359	.030	-.551	-.233	-.553	.252	.928	1.000	.682
	X11	.294	.199	.102	-.088	-.525	-.433	-.656	.344	.789	.682	1.000
Sig. (1-tailed)	X1		.063	.005	.008	.070	.200	.146	.469	.024	.006	.134
	X2	.063		.103	.050	.295	.073	.119	.364	.400	.445	.230
	X3	.005	.103		.047	.071	.155	.282	.377	.167	.086	.353
	X4	.008	.050	.047		.244	.310	.395	.118	.379	.455	.372
	X5	.070	.295	.071	.244		.195	.096	.195	.032	.013	.018
	X6	.200	.073	.155	.310	.195		.001	.037	.223	.192	.047
	X7	.146	.119	.282	.395	.096	.001		.054	.015	.013	.003
	X8	.469	.364	.377	.118	.195	.037	.054		.084	.173	.096
	X9	.024	.400	.167	.379	.032	.223	.015	.084		.000	.000
	X10	.006	.445	.086	.455	.013	.192	.013	.173	.000		.002
	X11	.134	.230	.353	.372	.018	.047	.003	.096	.000	.002	

a. Determinant = 3.133E-05

التعليق على النتائج:

يلاحظ هنا أن مصفوفة الارتباط لا يوجد بها متغيرات لها معامل ارتباط مع كل أو معظم المتغيرات:

1. قيمته تساوي (±1).
2. أو تساوي الصفر.
3. أو أقل من 0.25 بصرف النظر عن الإشارة[1].
4. أو أكبر من 0.90 بصرف النظر عن الإشارة.

إذا لسنا في حاجة إلى حذف أيا من المتغيرات الحالية.

ثانيا : جدول نتائج اختبار كل من KMO and Bartlett's Test

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.549
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	108.896
	df	55
	Sig.	.000

الاختبار الأول: اختبار KMO Test:

كما سبق وأن اشرنا، أنه من خلال هذا الاختبار يتم الحكم على مدى كفاية حجم العينة. وبصفة عامة، تتراوح قيمة إحصائي اختبار KMO بين الصفر والواحد الصحيح. وكلما اقتربت قيمته من الواحد الصحيح كلما دل ذلك على زيادة

[1] بصرف النظر عن الإشارة نع ا القيمة ا طلقة.

الاعتمادية **Reliability** للعوامل التي نحصل عليها من التحليل، والعكس صحيح. ويشير هنا صاحب هذا الاختبار (**Kaiser 1974**) إلى أن الحد الأدنى المقبول لهذا الإحصائي هي **0.50** حتى يمكن الحكم بكفاية حجم العينة. أما في حالة أن تكون قيمته أقل من ذلك، فإنه يتعين زيادة حجم العينة.

التعليق على النتائج:

ومن النتائج الموضحة في الجدول السابق، نجد أن قيمة إحصائي اختبار **KMO** تساوي **0.549** أي أكبر من الحد الأدنى الذي اشترطه **Kaiser**. إذا يمكننا أن نحكم بكفاية حجم العينة في التحليل الحالي.

الاختبار الثاني: **اختبار بارتليت** **Bartlett's Test**

الهدف من هذا الاختبار هو تحديد ما إذا كانت مصفوفة الارتباط **Correlation Matrix** هي مصفوفة الوحدة[1] **identity Matrix** أم لا. بمعني أنه يختبر الفروض التالية:

الفرض العدمي: مصفوفة الارتباط هي مصفوفة الوحدة.

---

[1] **مصفوفة الوحدة هي ا صفوفة الـ تتكون يع عناصرها من الصفر، فيما عدا العناصر ا وجـودة على القطر الرئيسي تساوي الواحد الصحيح، وفيما يلي شكل مصفوفة الوحدة من الدرجة الثالثـة (أي 3 صفوف و 3 أعمدة)**

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

الفرض البديل: مصفوفة الارتباط ليست مصفوفة الوحدة.

تفريغ النتائج:

إحصائي الاختبار (كا^2)	درجات الحرية df	الاحتمال P.Value
108.896	**55**	**0.000**

التعليق:

ومن النتائج الموضحة في الجدول السابق، نجد أن قيمة الاحتمال **P.Value** تساوى الصفر أي أقل من مستوى المعنوية 5٪، إذا نرفض الفرض العدمي ونقبل الفرض البديل، وبالتالي مصفوفة الارتباط ليست مصفوفة الوحدة.

مشكلة الازدواج الخطي Multi-Collinearity:

كما سبق وأن أشرنا إلى انه يتم الحكم على وجود أو عدم وجود مشكلة الازدواج الخطي من خلال إيجاد محدد مصفوفة الارتباط . وهنا نجد أن قيمة هذا المحدد تساوي **0.000031** أي أكبر من **0.00001** (واحد من مائة ألف)

لذا فإننا نحكم بعدم وجود مشكلة للازدواج الخطي بين المتغيرات. وأيضا لن نحتاج إلى حذف متغيرات.

ملحوظة هامة:

1. كون مصفوفة الارتباط مصفوفة الوحدة هذا يعني أنه لا توجد علاقة ارتباط بين المتغيرات حيث أن معامل الارتباط بين جميع المتغيرات يساوي الصفر.

2. هذا الاختبار يعتبر مكملا للشرط الخاص بألا يكون هناك متغير معامل الارتباط بينه وبين معظم أو كل المتغيرات يساوي صفر، ولكن الفرق بينهما يكمن في أن اختبار بارتليت يكون بشكل إجمالي للمصفوفة ككل.

ثالثا : جدول التباين الكلي المفسر Total Variance Explained

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	4.436	40.323	40.323	4.436	40.323	40.323	3.396	30.876	30.876
2	2.019	18.357	58.680	2.019	18.357	58.680	2.361	21.461	52.337
3	1.651	15.013	73.693	1.651	15.013	73.693	2.046	18.600	70.936
4	1.200	10.911	84.604	1.200	10.911	84.604	1.503	13.668	84.604
5	.646	5.873	90.477						
6	.364	3.306	93.783						
7	.300	2.726	96.509						
8	.176	1.600	98.108						
9	.134	1.222	99.330						
10	5.410E-02	.492	99.822						
11	1.958E-02	.178	100.000						

Extraction Method: Principal Component Analysis.

يتكون هذا الجدول من 3 أجزاء:

الجزء الأول: الجذور الكامنة المبدئية Initial Eigenvalues، كما هو موضح بالشكل التالي:

Initial Eigenvalues		
Total	% of Variance	Cumulative %
4.436	40.323	40.323
2.019	18.357	58.680
1.651	15.013	73.693
1.200	10.911	84.604
.646	5.873	90.477
.364	3.306	93.783
.300	2.726	96.509
.176	1.600	98.108
.134	1.222	99.330
5.410E-02	.492	99.822
1.958E-02	.178	100.000

في هذا الجزء يتم عرض الحل المبدئي من خلال افتراض عدد من العوامل يساوي عدد المتغيرات التي تم إدخالها.

ويتضمن هذا الجزء البيانات التالية لكل عامل من هذه العوامل:

1. عمود **Total** : يتضمن هذا العمود الجذور الكامنة لكل عامل، مع ملاحظة أن مجموع هذا العمود لابد وأن يساوي عدد المتغيرات، أي أن:

4.436 + 2.019 + 1.651 + …… + 0.01958 = 11

2. عمود **% of Variance** : نسبة التباين الذي يفسره كل عامل، ويتم حسابه كما يلي:

نسبة التباين لأي عامل = (مجموع الجذور الكامنة لهذا العامل ÷ عدد المتغيرات) × **100** .

فمثلا، نسبة التباين الذي يفسره العامل الأول = (**4.43559** ÷ **11**) × **100** = **40.323** .

ملحوظة :

الأرقام الظاهرة في الجدول تكون مقربة إلى أقرب 3 أرقام عشرية. وللتأكد يمكنك العودة لصفحة المخرجات وعمل ضغط مزدوج على الجدول ثم ضغط مزدوج على أي قيمة في الجدول سوف تظهر القيمة كاملة بدون تقريب.

3. **عمود Cumulative** ٪ : نسبة التباين التراكمي أو التجميعي، وهي عبارة عن المتجمع الصاعد لعمود نسبة التباين % of Variance.

الجزء الثاني: مجموع مربعات التحميلات المستخلصة [قبل التدوير] Extraction Sums of Squared Loadings، كما هو موضح بالشكل التالي:

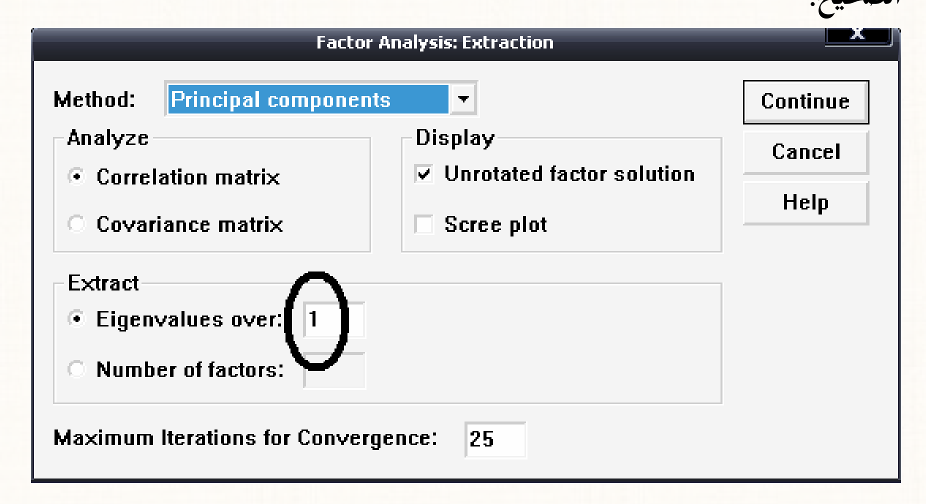
Extraction Sums of Squared Loadings		
Total	% of Variance	Cumulative %
4.436	40.323	40.323
2.019	18.357	58.680
1.651	15.013	73.693
1.200	10.911	84.604

يتضمن هذا الجزء نفس البيانات الموجودة في الجزء السابق، ولكن للعوامل التي تم استخلاصها فقط. وهي العوامل التي تكون مجموع الجذور الكامنة Total

Eigenvalues أكبر من الواحد الصحيح. لذا نجد أنه يظهر العوامل الأربعة الأولى فقط وتم استبعاد باقي العوامل.

السؤال هنا الآن: لماذا الواحد الصحيح؟

لو رجعنا إلى المربع الحواري الفرعي (Extraction) الذي يتضمن الأوامر الخاصة بشروط استخلاص العوامل (الموضح بالشكل التالي)،سنجد أننا قد طلبنا من البرنامج أن يتم استخلاص العوامل التي يزيد الجذور الكامنة لها عن الواحد الصحيح.



الجزء الثالث: مجموع مربعات التحميلات بعد التدوير Rotation Sums of Squared Loadings ، الموضح بالشكل التالي:

Rotation Sums of Squared Loadings		
Total	% of Variance	Cumulative %
3.396	30.876	30.876
2.361	21.461	52.337
2.046	18.600	70.936
1.503	13.668	84.604

أيضا يتضمن هذا الجدول نفس البيانات الموجودة في الجزء الثاني للعوامل الأربعة التي تم استخلاصها، ولكن هذه المرة بعد التدوير **Rotation** أي بعد تطبيق الأسلوب الذي اخترناه للتدوير وهو أسلوب **Varimax**.

وهنا نود الإشارة إلى أمرين:

1. إن الهدف من التدوير هو محاولة توزيع التباينات بشكل متقارب أو متساوي بين العوامل. فمثلا، لو نظرنا إلى العامل الأول قبل التدوير سنجد أنه كان يستحوذ على تباين قدره **40.323**٪ وهو ما يوازي تقريبا مجموع التباينات للعوامل الثلاثة الباقية. أما بعد التدوير نجد أن التباين الذي يفسره نفس العامل أصبح يساوي **30.876**٪ والفرق بين النسبتين تم توزيعه على باقي العوامل وهكذا.

2. لو رجعنا إلى الأمر الخاص بالتدوير **Rotation** ، وكنا قد اخترنا **None** ، [أي أننا لا نريد تدوير العوامل أو المصفوفة وسنكتفي بالعوامل المستخلصة فقط] ،

في هذه الحالة كنا سنجد أن البيانات الخاصة بالجزء الثالث غير موجودة. ويمكنك عزيزي القارئ تجربة ذلك بنفسك.

هام جدا:

الهدف من هذا الجدول هو التعرف على التحسن الذي أضافه أسلوب التدوير الذي تم اختياره، بحيث إذا كان الحل بعد التدوير (توزيع التباينات على العوامل) لم يختلف كثيرا عن الحل قبل التدوير، هذا يلفت نظرا إلى ضرورة تغيير إما طريقة استخلاص العوامل **Extraction Method** كأن نختار طريقة أخري خلاف **Principle Component** أو اختيار أسلوب آخر للتدوير خلافا لطريقة **Varimax** – كما سبق الإشارة إليه.

رابعا: جدول مصفوفة المكونات Component Matrix (أو مصفوفة العوامل قبل التدوير): الموضحة بالشكل التالي:

Component Matrix[a]

	Component			
	1	2	3	4
X10	.854			
X9	.843			
X11	.801	-.404		
X7	-.759			
X1	.688	.557		
X5	-.605		.587	
X6	-.591		-.527	.463
X4		.777		
X3	.509	.609		
X2		.552		-.499
X8			.766	

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. 4 components extracted.

يعرض هذا الجدول التحميلات الخاصة بكـل مـتغير علـى كـل عامـل مـن العوامـل المستخلصة **قبل** التدوير وهو ما يمكن أن نسميه بدرجة ارتباط المتغير بكل عامل من العوامل.

ويلاحظ هنا أن هناك بعض القيم مكانها فارغ في الجدول. تفسير ذلك أننا قد طلبنـا من البرنامج أن يكتفي بالتحميلات التي تزيد عن **0.35** (راجع المربع الحـواري الخاص بـ **Options** والموضح بالشكل التالي)

خامساً: جدول مصفوفة المكونات بعد التدوير Rotated Component Matrix (أو مصفوفة العوامل بعد التدوير): الموضحة بالشكل التالي:

Rotated Component Matrix[a]

	Component			
	1	2	3	4
X9	.939			
X10	.939			
X11	.787		-.428	
X4		.853		.433
X1	.438	.813		
X3		.748		
X6			.881	
X7	-.524		.751	
X2		.550	-.607	
X8				.873
X5	-.604			.624

Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.
a. Rotation converged in 7 iterations.

يتضمن هذا الجدول نفس البيانات التي تضمنها الجدول السابق ولكن بعد التدوير، أي أن هذا الجدول يعرض التحميلات الخاصة بكل متغير على كل عامل من العوامل المستخلصة بعد التدوير.

وهنا يتم تخصيص المتغيرات على العوامل حسب درجة ارتباط المتغير بالعامل، فمثلا المتغيرات (X9 , X10, X11) نجد أنهم أكثر ارتباطا بالعامل الأول، لذا تم تخصيصهم على هذا العامل وهكذا لباقي المتغيرات. هذا بالإضافة إلى أنه تم ترتيب المتغيرات تنازليا[1] داخل كل عامل حسب درجة الارتباط أو التحميل على العوامل كما يلي:

[1] الترتيب التناز يرجع إ أننا طلبنا من ال نامج ا ربع ا واري Options أن يقوم بترتيـب ا تغ ات حسب ارتباطها بكل عامل Sorted by size ، كما هو موضح بالشكل التا :

- ❖ بالنسبة للعامل الأول: يضم المتغيرات (x9 ثم x10 ثم x11).
- ❖ وبالنسبة للعامل الثاني: نجد أنه يضم المتغيرات (x4 ثم x1 ثم x3).
- ❖ أما العامل الثالث: فيضم المتغيرات (x6 ثم x7 ثم x2).
- ❖ وأخيرا العامل الرابع: والذي يضم المتغيرات (x8 ثم x5).

وضع مسمى للعوامل:

تأتي هنا المرحلة الأخيرة من التحليل العاملي وهي مرحلة وضع مسمى للعوامل أو المكونات التي حصلنا عليها. ولابد هنا أن متوافقة مع النظرية أو الظاهرة التي تحكم العلاقة بين المتغيرات الموجودة في التحليل. بمعني لو المثال العملي الذي كنا بصدده الآن يتناول المتغيرات الخاصة بالسلوك الشرائي لمجموعة من المستهلكين لإحدى السلع. وبفرض أن المتغيرات التي يضمها العامل الأول هي كما يلي: المتغير (9) يقيس مستوى الدخل الشهري، والمتغير (10) يقيس مستوى الاستهلاك والمتغير (11) يقيس حجم الثروة الحالية للعائلة، في هذه الحالة نستطيع أن نسمي العامل الأول بالعامل الاقتصادي، وهكذا لباقي العوامل.

ومما لاشك فيه أن هذه المرحلة هي أصعب مراحل التحليل العاملي وتحتاج إلى مهارة خاصة من الباحث ووعي وفهم دقيق بأبعاد المشكلة التي يكون بصددها.

Factor Analysis: Options

Missing Values
- Exclude cases listwise
- Exclude cases pairwise
- Replace with mean

Continue | Cancel | Help

Coefficient Display Format
- ✓ Sorted by size
- ✓ Suppress absolute values less than: .35

وفي النهاية:

نود التنويه على انه تم الاعتماد عند تفسير النتائج في هذا الفصل " التحليل العاملي" على المرجع الأكثر من رائع التالي:

Field, Andy P., (2005). Discovering statistics using spss (2nd edition), London, Sage. (Chapter 15).